



N° 82-003-XIF au catalogue

# Rapports sur la santé

Vol. 13, n° 3

- Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes
- Consommation de fruits et légumes
- Appartenance à la collectivité
- Besoins non satisfaits de soins de santé



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

## Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-1746).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

<b>Service national de renseignements</b>	<b>1 800 263-1136</b>
<b>Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants</b>	<b>1 800 363-7629</b>
<b>Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt</b>	<b>1 800 700-1033</b>
<b>Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt</b>	<b>1 800 889-9734</b>
<b>Renseignements par courriel</b>	<b>infostats@statcan.ca</b>
<b>Site Web</b>	<b>www.statcan.ca</b>

## Renseignements sur les commandes et les abonnements

Le produit n° 82-003-XPF au catalogue est publié trimestriellement en version imprimée standard et est offert au prix de 20 \$ CA l'exemplaire et de 58 \$ CA pour un abonnement annuel. Les frais de livraison supplémentaires suivants s'appliquent aux envois à l'extérieur du Canada :

	<b>Exemplaire</b>	<b>Abonnement annuel</b>
<b>États-Unis</b>	6 \$ CA	24 \$ CA
<b>Autres pays</b>	10 \$ CA	40 \$ CA

Ce produit est aussi disponible sous forme électronique dans le site Web de Statistique Canada, sous le n° 82-003-XIF au catalogue, et est offert au prix de 15 \$ CA l'exemplaire et de 44 \$ CA pour un abonnement annuel. Les utilisateurs peuvent obtenir des exemplaires ou s'abonner en visitant notre site Web à [www.statcan.ca](http://www.statcan.ca) et en choisissant la rubrique « Produits et services ».

Les prix ne comprennent pas les taxes de vente.

La version imprimée peut être commandée par

- Téléphone (Canada et États-Unis) **1 800 267-6677**
- Télécopieur (Canada et États-Unis) **1 877 287-4369**
- Courriel **order@statcan.ca**
- Poste  
Statistique Canada  
Division de la diffusion  
Gestion de la circulation  
120, avenue Parkdale  
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
- En personne au bureau régional de Statistique Canada le plus près de votre localité ou auprès des agents et libraires autorisés.

Lorsque vous faites part d'un changement d'adresse, veuillez nous fournir l'ancienne et la nouvelle adresse.

## Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1 800 263-1136.



Statistique Canada  
Division de la statistique de la santé

# Rapports sur la santé

## Volume 13, numéro 3

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2002

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6.

Mars 2002

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 13, n° 3  
ISSN 1492-7128

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 13, n° 3  
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

---

### Note de reconnaissance

*Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.*

## **SIGNES CONVENTIONNELS**

Les signes conventionnels suivants sont employés uniformément dans les publications de Statistique Canada :

- .. nombres non disponibles
- ... n'ayant pas lieu de figurer
- néant ou zéro
- nombres infimes
- <sup>p</sup> nombres provisoires
- <sup>r</sup> nombres corrigés
- x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique* relatives au secret

Le papier utilisé dans la présente publication répond aux exigences minimales de l'« American National Standard for Information Sciences » - « Permanence of Paper for Printed Library Materials », ANSI Z39.48 - 1984.



## Au sujet de Rapports sur la santé

**Rédactrice en chef**

Marie P. Beaudet

**Coordonnateur de projet**

Larry MacNabb

**Rédactrice principale**

Kathryn Wilkins

**Rédactrices**

Mary Sue Devereaux

Barbara Riggs

**Rédacteur adjoint**

Marc Saint-Laurent

**Chargée de production**

Renée Bourbonnais

**Production et composition**

Agnes Jones

Robert Pellarin

Micheline Pilon

**Vérification des données**

Dan Lucas

**Administration**

Donna Eastman

**Rédacteurs associés**

Owen Adams

Gary Catlin

Arun Chockalingham

Gerry Hill

Elizabeth Lin

Nazeem Muhajarine

Yves Péron

Georgia Roberts

Eugene Vayda

**Comité directeur de la Division de la statistique de la santé pour la recherche et l'analyse**

Gary Catlin, président

Lorna Bailie

Marie P. Beaudet

Martha Fair

Cyril Nair

Ghislaine Villeneuve

**R**apports sur la santé est une publication produite tous les trimestres par la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada. Elle s'adresse à un large public, notamment les professionnels de la santé, les chercheurs, les décideurs, les enseignants et les étudiants. Elle vise à fournir des données exhaustives, pertinentes et de grande qualité sur l'état de santé de la population et le système de soins de santé. Elle traite de divers sujets sous la forme d'analyses originales et opportunes des données sur la santé et de l'état civil. L'information provient habituellement de bases de données administratives ou d'enquêtes nationales, provinciales ou territoriales.

*Rapports sur la santé* contient des *Travaux de recherche* et des *Données disponibles*. Les *Travaux de recherche* présentent des analyses approfondies et sont soumis à un examen anonyme par des pairs. Ils sont répertoriés dans Index Medicus et MEDLINE. Les *Données disponibles* sont des résumés de données récentes sur la santé produites par la Division de la statistique de la santé.

Vous trouverez des renseignements sur les commandes ou abonnements sous la rubrique *Pour commander les publications*. D'autres renseignements peuvent être obtenus auprès des rédacteurs, *Rapports sur la santé*, Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, 18<sup>e</sup> étage, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6. Téléphone : (613) 951-7025. Courrier électronique : [healthreports@statcan.ca](mailto:healthreports@statcan.ca). Télécopieur : (613) 951-0792.

## **Demandes de réimpression**

Il est interdit de reproduire cette publication, en tout ou en partie, sans avoir reçu au préalable le consentement écrit de Statistique Canada. Pour obtenir ce consentement, on doit soumettre le formulaire *Demande d'autorisation de reproduction*. On peut se procurer ce formulaire auprès de l'agent de permission de la reproduction, Division du marketing, Statistique Canada, par télécopieur au (613) 951-1134.

## **Versión électronique**

*Rapports sur la santé* est une publication offerte aussi sous forme électronique, fichiers PDF. Il est possible de commander des numéros à l'unité, en utilisant une carte Visa ou MasterCard, à partir du site Web de Statistique Canada, de les télécharger et de les consulter avec l'aide d'Adobe Acrobat Reader. Pour commander un numéro récent de *Rapports sur la santé*, visitez notre site à l'adresse [www.statcan.ca](http://www.statcan.ca). Choisissez « Français » à la page d'accueil, puis « Nos produits et services » à la page suivante. Choisissez ensuite « Publications payantes (\$) »; vous trouverez *Rapports sur la santé*, n° 82-003-XIF au catalogue, à la rubrique « Santé ».

## **Recommandation concernant les citations**

La publication *Rapports sur la santé* est inscrite au catalogue de Statistique Canada sous un numéro unique : 82-003-XPF dans le cas de la version sur papier et 82-003-XIF dans le cas de la version électronique française. Ce numéro permet de faciliter l'entreposage et la recherche de la publication en bibliothèque, que cela se fasse manuellement ou électroniquement. Ainsi, nous demandons que les auteurs qui citent un article de *Rapports sur la santé* dans d'autres documents publiés incluent le numéro au catalogue dans la citation.

### **Exemple :**

G.F. Parsons, J.F. Gentleman et K.W. Johnston, « Chirurgie des anévrismes de l'aorte abdominale : différences selon le sexe », *Rapports sur la santé*, 9(1), 1997, p. 9-18 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

Travaux de recherche

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – aperçu de la méthodologie ..... 9

*Les données tirées du premier cycle (cycle 1.1) de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) fourniront des renseignements à l'égard de 136 régions socio-sanitaires. Voici un aperçu du plan de l'enquête, de la stratégie d'échantillonnage, des méthodes d'interview ainsi que des procédures de collecte et de traitement des données.*

Yves Béland

Besoins non satisfaits de soins de santé : évolution ..... 17

*Une personne sur huit a fait état de besoins non satisfaits de soins de santé en 2000-2001, comparativement à une sur vingt-quatre en 1994-1995. Les temps d'attente trop longs de même que la non-disponibilité des services nécessaires sont les motifs le plus souvent invoqués comme étant à l'origine des besoins non satisfaits de soins de santé.*

Claudia Sanmartin, Christian Houle, Stéphane Tremblay et Jean-Marie Berthelot

Consommation de fruits et de légumes ..... 25

*Une consommation peu fréquente de fruits et de légumes est associée à certains comportements ou états posant un risque pour la santé, en l'occurrence l'inactivité physique, l'usage du tabac, l'obésité et la dépendance à l'égard de l'alcool. En outre, les femmes déclarent consommer des fruits et des légumes plus souvent que les hommes.*

Claudio E. Pérez

Appartenance à la collectivité et santé ..... 35

*Il existe un lien entre la façon dont une personne perçoit son état de santé et le sentiment d'appartenance qu'elle peut éprouver à l'endroit de sa collectivité immédiate. Les personnes qui ont un profond sentiment d'appartenance à la collectivité ont une cote exprimant la possibilité de déclarer être en très bonne ou en excellente santé près de deux fois plus élevée que celle des personnes dont le sentiment d'appartenance est faible.*

Nancy Ross



**Pour commander  
les publications**

45

*Information sur les produits et services de la Division de la statistique  
de la santé, y compris les prix et la façon de commander*





# Travaux de recherche

Des recherches et des analyses  
approfondies effectuées dans les  
domaines de la statistique de la  
santé et de l'état civil

# Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – aperçu de la méthodologie

Yves Béland

## Résumé

### Objectifs

Le présent article décrit la conception, la stratégie d'échantillonnage, les méthodes d'interview et les procédures de collecte et de traitement des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC).

### Sommaire

La collecte des données du cycle 1.1 de l'ESCC a débuté en septembre 2000. Ce premier cycle fournit des données transversales au niveau régional pour 136 régions socio-sanitaires; la première moitié des données recueillies à l'occasion du cycle 1.1 couvre 133 régions socio-sanitaires. En plus des méthodes d'enquête, l'article présente la taille d'échantillon et les taux de réponse par procuration et de non-réponse pour chaque province, pour les six premiers mois de collecte du cycle 1.1. Il contient aussi un résumé des méthodes utilisées pour imputer des valeurs pour les renseignements non recueillis lors des interviews par procuration. Enfin, il décrit les erreurs d'enquête et leurs sources.

### Mots-clés

Enquête sur la santé, étude transversale

### Auteur

Yves Béland (613-951-1494; [belayve@statcan.ca](mailto:belayve@statcan.ca)) travaille à la Division des méthodes d'enquête auprès des ménages, à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

- *La mise en œuvre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) marque un tournant dans la collecte de renseignements sur la santé des Canadiens et des Canadiennes. Pour la première fois, il sera possible de comparer les caractéristiques de la santé de la population à un niveau infraprovincial dans chaque province et territoire.*

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) s'inscrit dans le cadre d'une initiative fédérale récente visant à recueillir des renseignements sur la santé aux niveaux régional et provincial. L'ESCC, dont la collecte des données a débuté en 2000, comprend deux enquêtes transversales distinctes formant un cycle bisannuel répétitif. La première enquête du premier cycle, appelée cycle 1.1, est conçue pour recueillir des données auprès d'un échantillon suffisamment grand pour produire des statistiques au niveau de la région socio-sanitaire. La deuxième (cycle 1.2) portera sur un thème particulier en rapport avec la santé et produira des données au niveau provincial.

Le présent article décrit la stratégie d'échantillonnage de l'ESCC, la collecte et le traitement des données, ainsi que les sources d'erreurs qui entachent ces dernières. Il complète

les autres articles publiés dans le présent numéro qui sont, tous, fondés sur l'analyse de données recueillies durant la première moitié du cycle 1.1. Alors que le fichier complet de données du cycle 1.1 permettra de réaliser des analyses aux niveaux provincial et régional, les rapports fondés sur les données de la première moitié de ce cycle fournissent des renseignements provisoires au niveau national uniquement.

### Population cible

La population cible de l'ESCC comprend les personnes de 12 ans et plus qui vivent à domicile. Les personnes qui vivent dans les réserves indiennes ou sur les terres de la Couronne, les personnes qui vivent en établissement, les membres à temps plein des Forces canadiennes et les habitants de certaines régions éloignées ne font pas partie du champ de l'enquête. L'ESCC couvre 98 % environ de la population canadienne de 12 ans et plus. Les analyses fondées sur le fichier provisoire contenant les données recueillies durant la première moitié du cycle 1.1 ne couvrent aucun des trois territoires, car la collecte des données dans ces régions a démarré plus tard que dans le reste du pays.

Tableau 1  
**Nombre de régions socio-sanitaires et tailles visées d'échantillon, selon la province ou le territoire, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1**

	Nombre de régions socio-sanitaires	Taille de l'échantillon, six premiers mois de la collecte des données	Taille totale de l'échantillon (projetée)
<b>Canada</b>	<b>136</b>	<b>54 788</b>	<b>133 300</b>
Terre-Neuve	6	1 834	4 010
Île-du-Prince-Édouard	2	909	2 000
Nouvelle-Écosse	6	2 158	5 040
Nouveau-Brunswick	7	2 245	5 150
Québec	16	10 065	24 280
Ontario	37	16 508	42 260
Manitoba	11	3 823	8 000
Saskatchewan	11	3 702	7 720
Alberta	17	6 477	14 200
Colombie-Britannique	20	7 067	18 090
Yukon	1	0	850
Territoire du Nord-Ouest	1	0	900
Nunavut	1	0	800

### Régions socio-sanitaires

Pour des raisons administratives, chaque province est divisée en régions socio-sanitaires (RSS) et chaque territoire est considéré comme une RSS unique (tableau 1). En collaboration avec les provinces, Statistique Canada a apporté des modifications mineures aux limites de certaines RSS de sorte qu'elles coïncident avec les données géographiques du Recensement de 1996. Le cycle 1.1 de l'ESCC est conçu pour recueillir des données sur 133 RSS réparties dans les 10 provinces, en plus d'une RSS par territoire, donc en tout 136 RSS.

### Taille et répartition de l'échantillon

Bien que la production d'estimations fiables au niveau de la RSS soit l'un des principaux objectifs du cycle 1.1, la qualité des estimations provinciales produites pour certaines variables importantes est également considérée comme étant essentielle. Par conséquent, la stratégie de répartition de l'échantillon, qui compte trois étapes, accorde à peu près le même poids aux RSS et aux provinces. Aux deux premières étapes, l'échantillon est réparti entre les provinces et les territoires proportionnellement à leur population respective et au nombre de RSS qu'ils contiennent (tableau 1). À la troisième étape, l'échantillon de chaque province est réparti entre les RSS proportionnellement à la racine carrée de la population estimative de chacune d'elles.

Cette méthode en trois étapes permet d'attribuer une taille d'échantillon suffisante à chaque RSS en perturbant le moins possible la répartition au niveau provincial. La taille des échantillons a été augmentée avant la collecte des données afin de tenir compte des logements vacants ou hors du champ de l'enquête, ainsi que du taux prévu de non-réponse. (Pour la liste complète des RSS et des tailles prévues d'échantillons, consulter : [http://www.statcan.ca/enquetes\\_sante](http://www.statcan.ca/enquetes_sante).)

### Bases de sondage, stratégies d'échantillonnage des ménages

La principale base de sondage utilisée pour l'ESCC est la base aréolaire conçue pour l'Enquête sur la population active. Les logements ont été sélectionnés dans la base aréolaire selon un plan

d'échantillonnage en grappes stratifié à plusieurs degrés<sup>1</sup>. Lors de la première étape de l'élaboration du plan de sondage, on a dressé la liste des logements. À la deuxième étape, on a sélectionné un échantillon de logements d'après cette liste. Les ménages vivant dans les logements sélectionnés ont ainsi formé l'échantillon de ménages. L'échantillon visé de ménages a été sélectionné en grande partie (88 %) à partir de la base aréolaire et des personnes ont été sélectionnées au hasard dans les ménages ainsi échantillonnés en vue de participer à une interview sur place.

Dans certaines RSS, on a aussi utilisé une base de sondage à composition aléatoire (CA)<sup>2</sup>. L'échantillonnage des ménages à partir de la base de sondage à CA a été réalisé par la méthode d'élimination des banques non valides adoptée par Statistique Canada pour l'Enquête sociale générale<sup>3</sup>. Pour les besoins de l'échantillonnage, on a considéré qu'une banque de numéros de téléphone (définie par un indicatif régional et les cinq premiers des sept chiffres d'un numéro de téléphone) était « valide » si elle comprenait au moins un numéro de téléphone résidentiel. Les banques valides ont été regroupées pour former des strates à CA englobant, de façon aussi proche que possible, les régions socio-sanitaires. Dans chaque strate à CA, une banque a été sélectionnée au hasard pour ensuite générer un nombre aléatoire compris entre 00 et 99 pour créer un numéro de téléphone complet à 10 chiffres. L'exercice a été répété jusqu'à ce que le nombre requis de numéros de téléphone soit atteint pour la strate en question. Les personnes sélectionnées d'après la base de sondage à CA, qui représentent les 12 % complémentaires de l'échantillon visé, ont été interviewées par téléphone.

### **Sélection des répondants**

La sélection des répondants individuels a été conçue de sorte que les jeunes (de 12 à 19 ans) et les personnes âgées (de 65 ans et plus) soient surreprésentés dans l'échantillon. Le plan d'échantillonnage a été élaboré en tenant compte des besoins des utilisateurs de données, du coût, de l'efficacité du plan de sondage, du fardeau de réponse et des contraintes opérationnelles.

Dans 82 % environ des ménages sélectionnés à

partir de la base aréolaire, on a sélectionné au hasard une personne de 12 ans et plus; dans les autres ménages, on a sélectionné au hasard deux personnes de 12 ans et plus. Dans les ménages échantillonnés à partir de la base aréolaire, les répondants ont été sélectionnés en fonction de la composition du ménage afin d'augmenter la représentation des deux groupes d'âge présentant un intérêt particulier, c'est-à-dire les jeunes et les personnes âgées. Dans les ménages échantillonnés à partir de la base de sondage à CA, on a sélectionné au hasard une personne de 12 ans et plus parmi l'ensemble des membres du ménage. Le plan de sondage de l'ESCC est décrit dans un rapport déjà publié<sup>4</sup>.

### **Collecte des données**

La collecte des données du cycle 1.1, qui a débuté en septembre 2000, a été étalée sur 12 mois, afin d'équilibrer la charge de travail des intervieweurs et de réduire au minimum les effets saisonniers sur certaines variables liées à la santé, comme l'activité physique. L'échantillon de ménages a été réparti aléatoirement entre les 12 mois de la période de collecte et des intervieweurs se sont rendus dans chaque région socio-sanitaire durant chaque mois de collecte. Les données de la première moitié du cycle 1.1 ont été recueillies du 5 septembre 2000 au 2 mars 2001.

### **Conception du questionnaire**

Le questionnaire de l'ESCC est conçu pour l'interview assistée par ordinateur (IAO). Par conséquent, le cheminement logique d'une question à l'autre a été programmé au fur et à mesure de l'élaboration des questions. Cette programmation consiste à définir le genre de réponse requise, les valeurs minimale et maximale de la réponse, les vérifications à exécuter en ligne et les procédures à suivre en cas de non-réponse à une question. L'application d'IAO permet d'orienter l'interview en fonction des réponses recueillies. Un message-guide apparaît à l'écran lorsque l'intervieweur enregistre une réponse invalide, si bien qu'il obtient une rétroaction immédiate qui lui permet de corriger les incohérences.

À la phase de développement de l'ESCC, les membres de l'équipe ont consulté des utilisateurs

de données sur la santé des quatre coins du Canada. Ces consultations ont permis d'évaluer les besoins de données et d'élaborer le contenu du questionnaire en conséquence. L'un des objectifs importants de l'ESCC est de recueillir des données sur des sujets ayant une importance particulière pour les régions socio-sanitaires. Pour atteindre cet objectif, le questionnaire a été divisé en deux parties, à savoir une partie à contenu commun d'une durée de 35 minutes et une partie à contenu optionnel d'une durée de 10 minutes contenant des questions choisies par les régions socio-sanitaires pour répondre à leurs besoins particuliers. Cette stratégie a produit 27 versions distinctes du questionnaire. Pour un résumé du contenu commun et optionnel, consulter le tableau A en annexe. Le questionnaire complet de l'ESCC est disponible sur le site Web de Statistique Canada à : [http://www.statcan.ca/enquetes\\_sante](http://www.statcan.ca/enquetes_sante).

### Méthodes d'interview

Lors de la première prise de contact, les intervieweurs de Statistique Canada qui travaillent sur le terrain se sont rendus à chaque logement sélectionné à partir de la base de sondage aréolaire. Lors de cette visite, ils ont dressé la liste de toutes les personnes composant le ménage, puis un membre du ménage a été sélectionné au hasard pour participer à l'enquête. Les intervieweurs avaient reçu l'instruction, dans la mesure du possible, de recueillir les réponses au questionnaire directement auprès du membre sélectionné du ménage. La procédure était la même pour les unités échantillonnées à partir de la base de sondage à CA; dans ce cas, les intervieweurs ont fait jusqu'à huit tentatives pour communiquer avec un membre du ménage.

Lorsque le membre du ménage sélectionné pour participer à l'enquête n'était pas disponible au moment de la visite ou de l'appel téléphonique, les intervieweurs avaient l'instruction de faire une nouvelle visite à une date ultérieure ou d'essayer d'atteindre le répondant par téléphone. Si celui-ci ne pouvait être rejoint après des efforts répétés pour entrer en contact avec lui, les intervieweurs ont demandé à un autre membre du ménage de répondre au questionnaire par procuration au nom du membre

Tableau 2

**Pourcentage d'interviews réalisées par procuration au cours des six premiers mois de la collecte des données, selon la province, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, septembre 2000 à février 2001**

	%
<b>Canada</b>	<b>7,6</b>
Terre-Neuve	6,3
Île-du-Prince-Édouard	7,9
Nouvelle-Écosse	4,9
Nouveau-Brunswick	11,0
Québec	5,9
Ontario	6,8
Manitoba	10,0
Saskatchewan	7,2
Alberta	8,1
Colombie-Britannique	9,5

sélectionné du ménage. Après les six premiers mois de collecte des données du cycle 1.1, presque 8 % des interviews avaient été réalisées par procuration; le taux variait légèrement selon la province (tableau 2).

### Non-réponse

Les intervieweurs de l'ESCC ont pour consigne de s'efforcer, par tous les moyens raisonnables, de réaliser les interviews. Les personnes sélectionnées pour participer à l'enquête, qui, au départ, ont refusé d'être interviewées, ont été contactées par un intervieweur principal qui a insisté sur l'importance de l'enquête et de la collaboration du ménage. Puis, des efforts supplémentaires ont été faits pour fixer une date pour l'interview à la meilleure convenance

Tableau 3

**Taux de non-réponse après six mois de collecte des données, selon la province, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, septembre 2000 à février 2001**

	%
<b>Canada</b>	<b>20,0</b>
Terre-Neuve	9,7
Île-du-Prince-Édouard	13,2
Nouvelle-Écosse	18,2
Nouveau-Brunswick	14,5
Québec	18,4
Ontario	23,9
Manitoba	13,6
Saskatchewan	15,3
Alberta	17,5
Colombie-Britannique	22,7

de la personne sélectionnée. Afin de maximiser le taux de réponse pour la première moitié du cycle 1.1, les intervieweurs ont de nouveau pris contact avec nombre de non-répondants en mars 2001, à la fin de la période de collecte de données de six mois, dans le but de les convaincre de participer. Malgré ces efforts, certaines personnes ont tout de même refusé de participer à l'enquête (tableau 3).

### Traitement des données

L'application d'interview assistée par ordinateur (IAO) rend bon nombre de vérifications des données inutiles car elle permet de les effectuer au moment de la collecte. Par exemple, l'application d'IAO ne permet pas la saisie de valeurs tombant hors des fourchettes établies et contrôle les erreurs d'enchaînement des questions. L'application assure aussi que les questions qui ne s'appliquent pas à une personne particulière ne lui soient pas posées. Dans d'autres situations, l'application affiche des messages d'avertissement. Par exemple, l'intervieweur est alerté s'il saisit des renseignements contradictoires. Puis, selon les instructions ayant trait à la question posée, il peut laisser la réponse telle qu'elle lui a été donnée ou poser des questions supplémentaires pour obtenir des éclaircissements. À la fin de la collecte des données, certaines incohérences sont éliminées lors des vérifications réalisées par les employés du bureau central.

### Imputation en cas de réponse par procuration

À cause de leur nature personnelle ou délicate, bon nombre de questions de l'ESCC se prêtent uniquement à l'auto-réponse et sont sautées lorsque les renseignements sont recueillis auprès d'une personne qui répond par procuration. Durant la première moitié de la collecte des données du cycle 1.1, une proportion plus forte que prévu d'interviews ont été réalisées par procuration (tableau 2), si bien que des renseignements importants manquaient pour les personnes visées. Par conséquent, des valeurs ont été imputées à l'étape du traitement des données pour remplacer les renseignements non recueillis durant les interviews par procuration. Cette imputation touche des variables importantes

analysées dans les articles intitulés « Consommation de fruits et de légumes » et « Appartenance à la collectivité et santé » publiés dans le présent numéro.

Les données non recueillies lors des interviews par procuration ont été imputées par la méthode « du plus proche voisin ». En vertu de cette méthode, on recherche, dans des catégories d'imputation prédéfinies, un répondant « donneur » dont les caractéristiques sont semblables à celles de la personne pour laquelle les renseignements ont été recueillis par procuration; puis, on impute à cette dernière les valeurs recueillies pour le « donneur ».

L'imputation n'a été utilisée que pour compléter les renseignements recueillis sur les personnes pour lesquelles l'interview a été réalisée par procuration. Elle n'a pas été utilisée en cas de non-réponse totale ou partielle lors des interviews réalisées auprès de la personne sélectionnée proprement dite. On a tenu compte du problème de non-réponse totale lors de la stratégie de pondération. En revanche, les renseignements non recueillis en cas de non-réponse partielle durant les interviews directes sont demeurés manquants dans le fichier de données.

### Pondération

Un poids a été attribué à chaque personne interviewée afin de représenter sa contribution au total de la population. Les poids ont été utilisés pour le calcul des estimations pour toutes les variables étudiées. En tenant compte du plan de sondage, les estimations ont été produites d'après les données-échantillons par des méthodes d'estimations empruntées à la théorie de l'échantillonnage. Comme l'échantillon de l'ESCC est tiré d'après deux bases de sondage chevauchantes, selon des plans d'échantillonnage distincts, deux méthodes de pondération comportant divers ajustements ont été suivies en parallèle, puis intégrées à un moment donné selon une technique appliquée aux bases de sondage doubles. Puis, on a calé les poids intégrés sur les totaux projetés de population par stratification unidimensionnelle a posteriori selon 10 strates a posteriori âge-sexe (c'est-à-dire les groupes des 12 à 19 ans, 20 à 29 ans, 30 à 44 ans, 45 à 64 ans et 65 ans et plus selon le sexe, dans chaque province).

Avant l'étape de l'intégration et du calage, les données de l'ESCC recueillies durant la première moitié du cycle 1.1 ont été pondérées en tenant compte de facteurs importants. Pour les unités sélectionnées à partir de la base de sondage aréolaire, ces facteurs incluent :

- l'utilisation d'un plan de sondage stratifié à plusieurs degrés comportant un échantillonnage avec probabilité proportionnelle à la taille à toutes les étapes, sauf la dernière, où les logements ont été échantillonnés de façon systématique;
- la stabilisation mensuelle des logements échantillonnés;
- l'utilisation de la moitié seulement de l'échantillon complet, prédéterminé, du cycle 1.1;
- la non-réponse au niveau des ménages;
- la sélection d'un ou de deux répondants, selon la composition du ménage;
- la non-réponse au niveau individuel.

Pour les unités sélectionnées à partir de la base de sondage à CA, les facteurs déterminants comptent notamment :

- l'utilisation d'une méthode d'échantillonnage aléatoire simple des numéros de téléphone dans les banques valides de chaque strate à CA;
- l'utilisation de six échantillons à CA mensuels seulement;
- la non-réponse au niveau du ménage;
- les ménages non inclus dans la base de sondage parce qu'ils ne sont pas abonnés au téléphone;
- la sélection d'une seule personne par ménage;
- la non-réponse individuelle.

Un rapport détaillé sur la stratégie de pondération des données du cycle 1.1 a déjà été publié<sup>5</sup>.

### **Erreur d'échantillonnage**

L'enquête permet de produire des estimations d'après les données recueillies auprès d'un échantillon de personnes. L'erreur d'échantillonnage est l'erreur due au fait que l'on étudie une fraction de la population au lieu de réaliser un recensement complet dans les mêmes conditions générales (questionnaire, intervieweur, méthode de traitement des données, etc.). L'importance de cette erreur

dépend de facteurs tels que la taille de l'échantillon, la variabilité de la caractéristique étudiée, le plan de sondage et la méthode d'estimation. Étant donné la complexité du plan de sondage de l'ESCC, les estimations de l'erreur d'échantillonnage ont été calculées par la méthode de rééchantillonnage *bootstrap*.

### **Erreurs non dues à l'échantillonnage**

Des erreurs qui ne se rapportent pas à l'échantillonnage peuvent se produire à presque toutes les étapes d'une enquête. Il se peut que les intervieweurs comprennent mal les instructions qui leur sont données pour recueillir les réponses au questionnaire, que les personnes interviewées répondent incorrectement aux questions, que les réponses soient enregistrées incorrectement ou que des erreurs soient commises lors du traitement des données. Sur un grand nombre d'observations, les erreurs aléatoires non dues à l'échantillonnage ont peu d'effet sur l'ensemble des estimations produites d'après les données de l'enquête. Cependant, celles qui se produisent systématiquement biaisent les estimations.

Dans le cas de l'ESCC, beaucoup de temps et d'efforts ont été consacrés à la réduction des erreurs non dues à l'échantillonnage. Les intervieweurs ont reçu une formation poussée sur les procédures d'enquête et sur le contenu du questionnaire, des intervieweurs expérimentés ont assuré le suivi auprès des personnes qui ont refusé de participer à l'enquête et ont surveillé les intervieweurs afin de détecter tout problème éventuel, et des protocoles d'assurance de la qualité ont été mis en place afin de réduire au minimum les erreurs non dues à l'échantillonnage.

### **Non-réponse**

La non-réponse est une source importante d'erreurs non dues à l'échantillonnage. L'ampleur de la non-réponse varie de la non-réponse partielle (le fait de ne pas répondre à une ou à plusieurs questions) à la non-réponse totale. Dans le cas de l'ESCC, la non-réponse partielle est rare; une fois qu'une interview a débuté, la personne répond habituellement au questionnaire en laissant très peu de questions sans réponse. Il y a non-réponse totale

lorsque la personne sélectionnée pour participer à l'enquête refuse de le faire ou que l'intervieweur est incapable d'entrer en contact avec elle. Après la première moitié de la collecte des données du cycle 1.1, la non-réponse variait considérablement selon la province (tableau 3).

### Mot de la fin

L'ESCC est conçue pour étudier les variations concernant la santé à un niveau infraprovincial. Grâce aux données de cette enquête, les décideurs et les professionnels de la santé pourront établir des points de repère et suivre les progrès des programmes de promotion de la santé dans leur région. En outre, l'ESCC permettra d'étudier certains sous-groupes de population ayant des besoins particuliers, comme les personnes âgées, les bénéficiaires de soins à domicile et les mères seules. ●

## Annexe

Tableau A

**Sommaire du contenu commun et optionnel, selon le nombre de régions socio-sanitaires participantes, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1**

Contenu commun		Contenu optionnel	
Élément		Élément	Nombre de régions socio-sanitaires (sur 136)
Consommation d'alcool		Examen des seins (clinique)	53
Dépendance à l'égard de l'alcool/abus d'alcool		Auto-examen des seins	69
Vérification de la tension artérielle		Changements pour améliorer la santé	100
Allaitement maternel		Visites chez le dentiste	56
Problèmes de santé chroniques		Dépression	134
Contacts avec des professionnels de la santé mentale		Détresse	24
Exposition à la fumée des autres		Conduite automobile et consommation d'alcool	103
Insécurité alimentaire		Consommation de médicaments	29
Consommation de fruits et de légumes		Examen de la vue	2
État de santé général		Vaccin contre la grippe	57
Utilisation des services de santé		Soins à domicile	41
Indice de l'état de santé (IES)		Contrôle	55
Taille/poids		Humeur	14
Blessure		Examen général	4
Mammographie		Activités sédentaires	68
Test PAP		Estime de soi	45
Activités physiques		Comportement sexuel	57
Test de dépistage de l'antigène prostatique spécifique (test PSA)		Outils pour cesser de fumer	56
Limitation des activités		Soutien social	86
Usage du tabac		Spiritualité	8
Variantes du tabagisme		Pensées suicidaires et tentatives de suicide	70
Incapacité au cours des deux dernières semaines		Utilisation d'équipement de protection	59
Administration		Stress au travail	97
Variables du dossier du ménage			

## Références

1. Statistique Canada, *Méthodologie de l'Enquête sur la population active* (n° 71-526-XPB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1998.
2. M. Morano, S. Lessard et Y. Béland, « Creation of a dual frame for the Canadian Community Health Survey », *Proceedings of the Statistical Society of Canada Annual Meeting, Survey Methods Section, 2000*, Ottawa, Société statistique du Canada, 2001.
3. D.A. Norris et D.G. Paton, « L'Enquête sociale générale canadienne: bilan des cinq premières années », *Techniques d'enquête* (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue), 17, 1991, p. 227-240.
4. Y. Béland, L. Bailie, G. Catlin *et al.*, « CCHS and NPHS – An improved health survey program at Statistics Canada », *Proceedings of the American Statistical Association Meeting, Survey Research Methods, 2000*, Indianapolis, American Statistical Association, 2000.
5. F. Brisebois et S. Thivierge, « The weighting strategy for the Canadian Community Health Survey, 2001 », *Proceedings of the American Statistical Association Meeting, Survey Research Methods, 2001* (en cours d'impression).



# Besoins non satisfaits de soins de santé : évolution

*Claudia Sanmartin, Christian Houle, Stéphane Tremblay et Jean-Marie Berthelot*

## Résumé

### Objectif

Le présent article décrit les tendances récentes concernant les besoins non satisfaits de soins de santé autodéclarés par les membres de la population à domicile de 12 ans et plus et examine diverses explications de l'augmentation observée.

### Sources des données

Les données proviennent de la première moitié (septembre 2000 à février 2001) de la collecte des données du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes et des composantes transversales des ménages (1994-1995 à 1998-1999) de l'Enquête nationale sur la santé de la population.

### Techniques d'analyse

La proportion de personnes de 12 ans et plus qui ont déclaré ne pas avoir obtenu de soins de santé au moment où elles en avaient besoin est estimée d'après des fréquences pondérées et des totalisations croisées. Les estimations ont également été produites selon la catégorie de soins recherchés et les raisons mentionnées pour expliquer les besoins non satisfaits de soins.

### Principaux résultats

La proportion de personnes déclarant des besoins non satisfaits de soins de santé a augmenté progressivement de 1994-1995 à 1998-1999, puis a doublé (pour passer de 6 % à plus de 12 %) de 1998-1999 à 2000-2001. Le temps d'attente trop long est la raison mentionnée le plus fréquemment pour expliquer les besoins non satisfaits.

### Mots-clés

Besoins et demande de services de santé, accessibilité des services de santé, réforme du système de santé, enquêtes sur la santé.

### Auteurs

Claudia Sanmartin (613-951-6059; sanmcla@statcan.ca), Christian Houle, Stéphane Tremblay et Jean-Marie Berthelot (613-951-3760; berthel@statcan.ca) travaillent à la Division des études sociales et économiques à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

- *Les remaniements récents du système de santé suscitent chez les Canadiens et les Canadiennes une inquiétude croissante quant à l'accès aux services de santé.*
- *Les besoins non satisfaits de soins de santé, définis comme étant la différence entre les services de santé jugés nécessaires pour traiter un problème de santé particulier et les services effectivement reçus, est devenu un indicateur essentiel de l'accès aux soins.*
- *La déclaration de besoins non satisfaits de soins de santé semble devenir de plus en plus fréquente. La proportion de personnes faisant une telle déclaration est passée de 4 % en 1994-1995 à 6 % en 1998-1999, puis à 12 % en 2000-2001.*
- *Le temps d'attente trop long et la non-disponibilité des services sont les raisons mentionnées le plus fréquemment pour expliquer les besoins non satisfaits de soins de santé.*

La Loi canadienne sur la santé garantit un accès raisonnable aux services médicaux nécessaires. Toutefois, la réforme du système de santé et les compressions budgétaires suscitent des inquiétudes quant à l'accessibilité des services de santé<sup>1-2</sup>. Selon certains, l'accès aux services de santé est un processus dynamique englobant la personne qui cherche à obtenir les soins, le système qui prodigue ces derniers et les divers facteurs qui interviennent dans cet échange<sup>3-5</sup>.

## Méthodologie

### Sources des données

Le présent rapport se fonde sur les données transversales recueillies lors des trois premiers cycles (1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) ainsi qu'en 2000-2001, durant la première moitié du premier cycle (cycle 1.1) de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). Les données complètes de ce premier cycle couvriront 136 régions socio-sanitaires réparties dans tout le Canada (voir l'article intitulé « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes — aperçu de la méthodologie » dans le présent numéro).

Les données de l'ENSP utilisées dans le présent rapport ont été recueillies auprès d'échantillons de personnes de 12 ans et plus dont l'effectif était de 17 626 en 1994-1995, 73 402 en 1996-1997 et 15 249 en 1998-1999. Les données de l'ESCC ont été recueillies en 2000-2001 auprès de 55 576 personnes de 12 ans et plus. Au niveau du ménage, le taux de réponse lors des cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'ENSP était de 88,7 %, 82,6 % et 88,2 %, respectivement. Pour l'ESCC, le taux de réponse au niveau du ménage était de 84,7 %. Pour les membres des ménages de 12 ans et plus sélectionnés au hasard pour faire partie de l'échantillon, le taux de réponse aux cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'ENSP était de 97,0 %, 96,8 % et 99,0 %, respectivement. Dans le cas de l'ESCC, le taux de réponse au niveau des personnes de 12 ans et plus sélectionnées pour participer à l'enquête était de 94,0 %. Il est à noter que le taux de réponse combiné de l'ESCC, tel que présenté dans les autres articles de ce numéro, était de 80,0%. Les données de chaque enquête ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population à domicile des 10 provinces durant les périodes de collecte respectives.

Statistique Canada a pris des mesures pour assurer la cohérence des données recueillies dans le cadre de l'ENSP et de l'ESCC, y

compris la normalisation de la formation offerte aux intervieweurs, l'utilisation d'un glossaire de termes et l'élaboration de procédures d'assurance de la qualité. Cependant, les méthodes de collecte de données appliquées pour l'ENSP et l'ESCC diffèrent légèrement<sup>6</sup>. Premièrement, la collecte des données du premier cycle de l'ENSP s'est faite par interview sur place, tandis que celle des données des deuxième et troisième cycles a eu lieu principalement par téléphone. La collecte des données de l'ESCC s'est faite principalement par interview sur place. Deuxièmement, la proportion d'interviews réalisées par procuration diffère. Dans le cas des premier, deuxième et troisième cycles de l'ENSP, le taux de déclaration par procuration est de 29 %, 28 % et 15 %, respectivement. Pour la première moitié du cycle 1.1 de l'ESCC, le taux de déclaration par procuration est un peu inférieur à 8 %. Néanmoins, l'analyse comparative des données provenant de chaque enquête montre que ces différences n'expliquent pas la variation d'une enquête à l'autre de la proportion de personnes déclarant des besoins non satisfaits de soins (données non présentées). De surcroît, l'analyse des données ne témoigne aucunement d'un biais dû à la saisonnalité, la taille du ménage ou l'emplacement géographique.

### Techniques d'analyse

On a calculé les fréquences pondérées. Pour les besoins non satisfaits, les estimations ont été produites selon le sexe et trois groupes d'âge (12 à 34 ans, 35 à 64 ans et 65 ans et plus). La variance a été estimée par la méthode *bootstrap*, qui tient pleinement compte des effets du plan de sondage des enquêtes. Les estimations de la variance ainsi obtenues ont servi au calcul des coefficients de variation et à la vérification de la signification statistique des écarts entre les estimations<sup>7-9</sup>. La signification statistique a été déterminée au seuil de confiance de 95 % ( $p < 0,05$ ).

Cependant, les mesures de l'accès aux services de santé sont habituellement limitées à des indicateurs axés sur l'utilisation des services, tels que le nombre de visites chez le médecin ou le taux d'hospitalisations. Ces mesures rendent compte de l'utilisation du système de santé, mais ne renseignent pas pleinement sur les difficultés que peuvent éprouver les personnes qui cherchent à obtenir des soins. Des renseignements qui reflètent mieux les interactions de la population avec le système de santé sont donc nécessaires pour mieux comprendre le processus d'accès aux soins.

Les « besoins non satisfaits de soins de santé », définis comme étant la différence entre les soins de santé jugés nécessaires pour traiter un problème de santé particulier et les services effectivement reçus, représentent une mesure de l'accès aux services de santé axée sur le processus<sup>10</sup>. Les besoins non satisfaits peuvent tenir aux caractéristiques du système de santé (par exemple, non disponibilité des services ou longues périodes d'attente) ou aux circonstances particulières des personnes qui cherchent à obtenir les soins (par exemple, statut socioéconomique ou contraintes de temps). Fondé

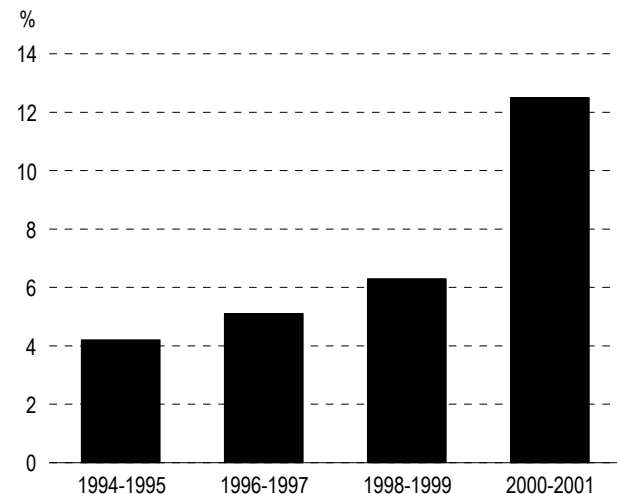
sur les données provisoires de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 et sur les données des trois premiers cycles (1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), le présent article porte sur les besoins non satisfaits autodéclarés de soins de santé au cours des dernières années (voir *Méthodologie* et *Définition des besoins non satisfaits de soins de santé*). Il souligne la mesure dans laquelle l'impression que les besoins de soins de santé ne sont pas satisfaits a augmenté de 1998-1999 à 2000-2001 et examine plusieurs raisons qui pourraient expliquer cette situation.

### Besoins non satisfaits à la hausse

Selon les données des trois premiers cycles de l'ENSP, la proportion de personnes de 12 ans et plus déclarant des besoins non satisfaits de soins de santé a augmenté légèrement, mais régulièrement, pour passer de 4,2 % en 1994-1995 à 5,1 % en 1996-1997, puis à 6,3 % en 1998-1999 (graphique 1). Par contre, de 1998-1999 à 2000-2001, elle a fait un bond important. Les données provisoires de l'ESCC

Graphique 1

**Pourcentage de la population à domicile de 12 ans et plus ayant déclaré des besoins non satisfaits de soins de santé, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997, 1998-1999 et septembre 2000 à février 2001**



**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillons transversaux, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, fichier provisoire, septembre 2000 à février 2001.

**Nota :** Chaque valeur diffère significativement des autres ( $p < 0,05$ ); les valeurs critiques ont été corrigées pour les comparaisons multiples.

indiquent que les besoins de soins de santé de 12,5 % de Canadiens et Canadiennes de 12 ans et plus (3,2 millions) n'ont pas été satisfaits en 2000-2001, proportion presque deux fois plus élevée que celle observée deux ans plus tôt. Ces résultats concordent avec ceux d'autres études récentes<sup>11-12</sup>.

Tableau 1

**Pourcentage de la population à domicile de 12 ans et plus ayant déclaré des besoins non satisfaits de soins de santé, selon le sexe, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997, 1998-1999 et septembre 2000 à février 2001**

	Hommes		Femmes	
	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %
1994-1995	4,0	3,4 - 4,5	4,5*	3,9 - 5,0
1996-1997	4,3	3,8 - 4,7	6,0*	5,6 - 6,4
1998-1999	5,2*	4,6 - 5,8	7,4*	6,6 - 8,1
2000-2001	10,9*	10,4 - 11,4	14,0*	13,4 - 14,6

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillons transversaux, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, fichier provisoire, septembre 2000 à février 2001.

**Nota :** La méthode de Tukey a été utilisée pour la correction pour les comparaisons multiples.

\* Les estimations produites pour un sexe donné diffèrent significativement les unes des autres ( $p < 0,05$ ), sauf celles calculées pour les hommes pour 1994-1995 et 1996-1997.

### Définition des besoins non satisfaits de soins de santé

La question utilisée dans l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) et l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) pour évaluer les besoins non satisfaits de soins autodéclarés est la suivante : « Au cours des 12 derniers mois, y a-t-il eu un moment où vous avez cru que vous aviez eu besoin de soins de santé mais ne les avez pas obtenus ? » Toute réponse « oui » a été totalisée comme étant un besoin non satisfait. Cette question était suivie par la suivante : « Si l'on pense à la situation la plus récente, pourquoi est-ce que vous n'avez pas obtenu ces soins ? » Les réponses à cette question ont été catégorisées puis totalisées. Une deuxième question de suivi visait à préciser le genre de soins requis : « Si l'on pense toujours à la situation la plus récente, quel était le genre de soins nécessaires ? » Les réponses ont été réparties en plusieurs grandes catégories, puis totalisées.

La proportion de besoins de soins de santé non satisfaits a augmenté considérablement quel que soit le sexe ou le groupe d'âge (tableaux 1 et 2). Chez les personnes qui ont déclaré des besoins non satisfaits en 1998-1999 et en 2000-2001, les catégories de problèmes de santé pour lesquelles des soins étaient nécessaires étaient les mêmes pour les deux périodes de référence (tableau 3 et tableau A en annexe). Dans les deux cas, les problèmes de santé physique étaient la principale raison pour laquelle des soins étaient requis.

Tableau 2  
**Pourcentage de la population à domicile de 12 ans et plus ayant déclaré des besoins non satisfaits de soins de santé, selon le groupe d'âge, Canada, territoires non compris, 1998-1999 et septembre 2000 à février 2001**

	Groupe d'âge					
	12 à 34 ans		35 à 64 ans		65 ans et plus	
	Intervalle de confiance de 95 %		Intervalle de confiance de 95 %		Intervalle de confiance de 95 %	
	%	%	%	%	%	%
1998-1999	6,6	5,7 - 7,5	6,4	5,7 - 7,1	5,1	3,9 - 6,2
2000-2001	13,2*	12,5 - 13,9	13,2*	12,7 - 13,7	8,1*	7,4 - 8,8

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, 1998-1999; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, fichier provisoire, septembre 2000 à février 2001.

\* Valeur significativement différente de celle obtenue pour le même groupe d'âge pour 1998-1999 ( $p < 0,05$ ).

Tableau 3  
**Catégorie de soins requis, membres de la population à domicile de 12 ans et plus déclarant des besoins non satisfaits de soins de santé, Canada, territoires non compris, 1998-1999 et septembre 2000 à février 2001**

Catégorie de soins requis	1998-1999		2000-2001	
	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %
Traitement d'un problème physique	70,3	66,6 - 74,1	71,0	69,6 - 72,4
Traitement d'un problème émotionnel ou mental	11,1	8,5 - 13,6	8,9	8,0 - 9,8
Traitement d'une blessure	9,9	7,7 - 12,1	10,2	9,3 - 11,2
Examen périodique (y compris les consultations prénatales)	7,4	5,3 - 9,6	7,5	6,6 - 8,5
Autre	5,8	4,0 - 7,5	6,7	6,0 - 7,4

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, 1998-1999; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, fichier provisoire, septembre 2000 à février 2001.

**Nota :** Les réponses multiples ayant été autorisées, la somme des pourcentages n'est pas égale à 100 %.

## Causes des besoins non satisfaits

Tant en 1998-1999 qu'en 2000-2001, les raisons mentionnées le plus fréquemment pour expliquer les besoins non satisfaits de services de santé avaient trait à des caractéristiques du système de santé. Les longues périodes d'attente et la non-disponibilité des services au moment où ils étaient requis étaient les raisons mentionnées le plus souvent (tableau 4). Parmi les personnes ayant déclaré des besoins non satisfaits de soins de santé, la proportion donnant pour raison le temps d'attente est passée de 23 % en 1998-1999 à 30 % en 2000-2001. Étant donné que la prévalence des causes mentionnées des besoins non satisfaits calculée d'après les données de l'ESCC pourrait être sous-estimée (voir *Limites*), cette variation est frappante.

En revanche, la proportion relative de personnes qui attribuaient leurs besoins non satisfaits de services de santé à des facteurs reflétant leurs circonstances personnelles a diminué de 1998-1999 à 2000-2001. Par exemple, durant cette dernière période, la proportion de personnes qui ont indiqué que leurs besoins de soins n'avaient pas été satisfaits parce qu'elles « ne s'en étaient pas occupées » ou qu'elles étaient « trop occupées » a diminué (tableau 4).

Outre la variation des déclarations chez les personnes dont certains besoins de soins de santé ne sont pas satisfaits, si l'on considère la population canadienne dans son ensemble, le nombre *absolu* de personnes déclarant des besoins non satisfaits a augmenté pour la plupart des raisons proposées. Par exemple, on estime que le nombre de personnes qui considèrent qu'elles ont dû attendre trop longtemps pour obtenir les services est passé de 358 000 en 1998-1999 à 969 000 en 2000-2001 (tableau B en annexe).

Parallèlement, le nombre estimatif de personnes qui ont dit être trop occupées pour obtenir les soins est passé de 211 000 à 304 000. Cette augmentation des nombres absolus est reflétée par la hausse significative des proportions de la population globale dont les besoins de soins de santé n'ont pas été satisfaits pour diverses raisons (tableau 4).

Tableau 4

Raisons mentionnées à l'origine des besoins non satisfaits de soins de santé, en pourcentage de la population de 12 ans et plus déclarant des besoins non satisfaits et du total de la population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999 et septembre 2000 à février 2001

	Population de 12 ans et plus déclarant des besoins non satisfaits				Population totale de 12 ans et plus	
	1998-1999		2000-2001		1998-1999	2000-2001
	Intervalle de confiance de 95 %		Intervalle de confiance de 95 %			
	%		%		%	%
<b>Caractéristiques du système de santé</b>						
Temps d'attente trop long	22,9	19,5 - 26,3	30,4*	28,8 - 31,9	1,4	3,8*
Services non disponibles au moment requis	14,7	11,1 - 18,3	14,3	13,1 - 15,4	0,9	1,8*
Services non disponibles dans la région	6,7	4,7 - 8,7	7,2	6,5 - 8,0	0,4	0,9*
<b>Circonstances personnelles</b>						
Ne s'en est pas occupé(e)/indifférent(e)	14,4	11,5 - 17,4	10,6*	9,5 - 11,6	0,9	1,3*
Trop occupé(e)	13,5	10,1 - 16,8	9,5*	8,6 - 10,5	0,8	1,2*
A considéré que les soins seraient inadéquats	12,6	10,1 - 15,1	5,3*	4,6 - 6,0	0,8	0,7
Coût	11,2	8,8 - 13,5	8,9	8,0 - 9,7	0,7	1,1*
A décidé de ne pas faire soigner	5,2	3,3 - 7,1	6,7	5,9 - 7,6	0,3	0,8*
Ne savait pas où aller	3,8 <sup>‡</sup>	2,2 - 5,5	2,7	2,0 - 3,3	0,2 <sup>‡</sup>	0,3
Problème de transport	1,8 <sup>‡</sup>	0,9 - 2,7	2,1	1,6 - 2,5	0,1 <sup>‡</sup>	0,3
Aversion pour les médecins/peur	1,8 <sup>‡</sup>	0,9 - 2,6	2,6	2,1 - 3,0	0,1 <sup>‡</sup>	0,3
Responsabilités personnelles ou familiales	--	-- --	1,2	0,9 - 1,5	--	0,2
Autre	6,8	4,4 - 9,2	19,1*	17,9 - 20,4	0,4	2,4*

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, 1998-1999; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, fichier provisoire, septembre 2000 à février 2001.

**Nota :** Les réponses multiples ayant été autorisées, la somme des pourcentages n'est pas égale à 100%.

\* Valeur significativement différente de celle obtenue pour la même raison en 1998-1999 ( $p < 0,05$ ).

‡ Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.

-- Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

## Pourquoi la plupart des gens déclarent-ils des besoins non satisfaits?

Plusieurs facteurs, tenant soit à la structure et au processus du système de santé soit aux caractéristiques de la population, pourraient expliquer l'augmentation considérable de cas de besoins de soins de santé non satisfaits observée de 1998-1999 à 2000-2001. Les compressions budgétaires, ainsi que les initiatives de régionalisation et de restructuration des hôpitaux qui sont la trame de la réforme du système de santé pourraient être partiellement à l'origine de la multiplication des déclarations de besoins non satisfaits de soins de santé. On n'a pas encore pu évaluer le plein effet de ces changements, mais selon des données récentes, la compression de l'effectif et du budget des hôpitaux n'a été la cause ni d'une utilisation moins grande des services de santé ni de moins bons résultats quant à l'état de santé<sup>13-15</sup>. En outre, depuis le milieu des années 1990, les dépenses relatives au titre des soins de santé ont augmenté de 4 % environ,

après correction pour l'inflation et la croissance de la population. Néanmoins, il se pourrait que l'effet de cette augmentation ne se soit pas encore concrétisé dans la plupart des régions<sup>16</sup>.

La proportion de besoins non satisfaits de soins de santé ne dépend peut-être pas uniquement de la quantité absolue de ressources disponibles. Elle pourrait aussi être fonction de la répartition des ressources entre les services et les régions, et de l'offre de services particuliers, dont l'accès à des omnipraticiens et des médecins de famille, ainsi qu'à des soins primaires.

La déclaration de besoins non satisfaits pourrait dépendre de la perception du temps qu'il faut pour qu'une personne reçoive les soins après le moment où elle les a jugés le plus nécessaire. Bien que les données de l'ENSP et de l'ESCC aient tendance à indiquer que le temps d'attente est la raison principale et de plus en plus fréquente pour laquelle les besoins de soins ne sont pas satisfaits, on ne dispose à l'heure actuelle d'aucune donnée exacte

### Limites

Les données sur les besoins non satisfaits de soins de santé provenant de l'ENSP et de l'ESCC se fondent sur des renseignements autodéclarés, donc sujets à des variations d'interprétation. Les personnes interrogées pourraient interpréter l'expression « besoins non satisfaits » comme signifiant une situation où elles n'ont pas reçu de soins pour un problème donné ou bien une situation où elles ont reçu les soins, mais pas au moment où elles estimaient en avoir besoin où les ont demandés. Dans le dernier cas, les renseignements pourraient être plus représentatifs de problèmes d'accès aux soins que de besoins de soins réellement non satisfaits. Alors que les raisons données pour expliquer les besoins non satisfaits fournissent certains éclaircissements quant aux catégories de besoins qui n'ont pas été satisfaits, il est impossible de faire la distinction entre les catégories de situations vécues.

Les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) sur lesquelles se fondent le rapport proviennent des six premiers mois du cycle de collecte des données. Les estimations ponctuelles calculées d'après l'ensemble complet de données recueillies sur une période de 12 mois différeront vraisemblablement dans une certaine mesure de celles présentées ici.

Les renseignements sur les besoins non satisfaits de soins se fondent sur l'autodéclaration ou la déclaration par procuration des situations vécues; l'exactitude de des données n'a pas été confirmée au moyen de données cliniques ou provenant d'autres sources. En outre, les enquêtes ne fournissent que des renseignements limités sur la nature des besoins non satisfaits, si bien que tous les besoins non satisfaits déclarés sont pris en compte dans la présente analyse.

Les chiffres calculés pour les raisons particulières données pour expliquer les besoins non satisfaits pourraient être sous-estimés ou incomplets, étant donné la forte proportion de réponses dans la catégorie « Autre ». Ces réponses seront examinées plus en profondeur et reclassées dans des catégories plus précises lorsque la collecte des données du premier cycle de l'ESCC sera achevée.

Étant donné l'énoncé de la question sur les besoins non satisfaits de soins, il est impossible de faire la distinction entre les situations où une personne n'a reçu absolument aucun service et celles où elle n'a pas reçu les services en temps voulu. Cette ambiguïté limite l'interprétation des données, particulièrement dans le contexte des options stratégiques particulières qui pourraient être envisagées pour réduire l'incidence des besoins non satisfaits de soins.

Les résultats de la présente analyse des données recueillies de 1994-1995 à 1998-1999 diffèrent légèrement de ceux présentés dans un rapport antérieur<sup>12</sup>, parce que ce dernier visait la population de 18 ans et plus plutôt que celle de 12 ans et plus étudiée ici.

et fiable sur les périodes d'attente au niveau national. Il est donc difficile de préciser si les périodes d'attente ont effectivement augmenté de 1998-1999 à 2000-2001<sup>17,18</sup>. Selon les rapports des provinces, la période d'attente s'est allongée dans certains cas, mais n'a pour ainsi dire pas varié dans d'autres<sup>17-20</sup>.

L'évolution au fil du temps des caractéristiques des personnes qui ont besoin de soins pourrait être l'une des causes de l'augmentation des déclarations de besoins non satisfaits de soins. L'augmentation du nombre de personnes âgées, groupe pour lequel la prévalence de la maladie chronique et de l'incapacité est la plus forte, pourrait faire grimper la demande de services de santé. Néanmoins, la proportion de personnes âgées faisant état de besoins non satisfaits de soins de santé, ainsi que l'augmentation de cette proportion, sont plus faibles que pour les autres groupes d'âge (tableau 2). De surcroît, l'intervalle de deux ans durant lequel a eu lieu la forte hausse de la proportion de besoins de soins de santé jugés non satisfaits est nettement plus court que la période généralement nécessaire pour que les besoins de soins de santé d'une population évoluent. Cette augmentation de la prévalence des besoins non satisfaits de soins pourrait tenir à la capacité d'obtenir les services de santé au moment où on en a besoin. Les contraintes de temps, la connaissance du système et les ressources personnelles pourraient être des facteurs clés.

Enfin, l'évolution des perceptions concernant le rendement et la capacité du système de santé pourrait influencer sur la déclaration de besoins non satisfaits de soins. On ne possède malheureusement pas de données d'enquête nationale permettant d'aborder cette question, mais selon certains sondages d'opinion, la proportion de personnes estimant que le système de santé est le dossier auquel les responsables des politiques doivent accorder la plus haute priorité est passé de 30 % en juillet 1998 à 55 % en janvier 2000, augmentation qui témoigne d'une inquiétude croissante quant à l'état du système de santé<sup>18</sup>. Pourtant, en 1999, plus de 80 % des Canadiens estimaient que le système de santé pouvait répondre à leurs besoins personnels de soins et à ceux des membres de leurs familles, alors qu'une proportion un peu plus faible (62 %) pensaient que

le système pouvait répondre adéquatement aux besoins de tous les résidents des provinces<sup>18</sup>. La perte apparente de confiance dans le système de santé pourrait donc avoir sensibilisé davantage les membres de la population aux expériences personnellement vécues pour ce qui est de l'accès aux soins.

### Mot de la fin

En 2000-2001, une personne sur huit a déclaré que certains de ses besoins de soins de santé n'avaient pas été satisfaits dans un délai raisonnable ou de façon satisfaisante l'année précédente, un rapport à la hausse comparativement à celui d'une personne sur 24 observé en 1994-1995. L'obligation d'attendre pour obtenir les services est la raison principalement avancée par les personnes qui ont déclaré que leurs besoins de soins n'avaient pas été satisfaits, et le nombre de personnes mentionnant cette raison a augmenté considérablement de 1998-1999 à 2000-2001.

Le but du présent article est de souligner l'augmentation des besoins non satisfaits de soins de santé observée en se fondant sur les données provisoires de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes et sur les données fournies antérieurement par l'Enquête nationale sur la santé de la population. Diverses hypothèses sont proposées pour expliquer cette augmentation, mais d'autres études seront nécessaires pour bien comprendre les déterminants des besoins non satisfaits de soins de santé et les conséquences éventuelles de cette situation. ●

### Références

1. K. Donelan, R.J. Blendon, C. Schoen *et al.*, « The cost of health system change: Public discontent in five nations », *Health Affairs*, 18(3), 1999, p. 206-216.
2. Statistique Canada, « Les services de santé – tendances récentes », *Rapports sur la santé*, 11(3), 1999, p. 91-112 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. A. Donabedian, *Aspects of Medical Care Administration*, Cambridge, Harvard Press, 1973.
4. L.A. Aday et R. Andersen, « A framework for the study of access to medical care », *Health Services Research*, 9(3), 1974, p. 208-220.
5. L.A. Aday et R. Andersen, « Equity of access to medical care: A conceptual and empirical overview », *Medical Care*, 19(12), 1981, p. 4-27.
6. W. Carr et S. Wolfe, « Unmet needs as sociomedical indicators », *International Journal of Health Services*, 6(3), 1976, p. 417-430.
7. J.N.K. Rao, G.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
8. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
9. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, Baltimore, août 1999.
10. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
11. H.C. Northcott et Population Research Laboratory, University of Alberta, *The 2001 Survey about Health and the Health System in Alberta*, Edmonton, Alberta Health and Wellness, 2001.
12. J. Chen et F. Hou, « Soins de santé : besoins non satisfaits », *Rapports sur la santé*, 13(2), 2002, p. 27-40 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
13. M.D. Brownell, N.P. Roos et C. Burchill, « Monitoring the impact of hospital downsizing on access to care and quality of care », *Medical Care*, 37(6), 1999, Supplément, p. JS135-JS150.
14. L. Liu, J. Hader, B. Brossart *et al.*, « The impact of rural hospital closures in Saskatchewan, Canada », *Social Science and Medicine*, 51(12), 2001, p. 1793-1804.
15. S.B. Sheps, R.J. Reid, M.L. Barer *et al.*, « Hospital downsizing and trends in health care use among elderly people in British Columbia », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 163(4), 2000, p. 397-401.
16. Institut canadien d'information sur la santé (ICIS), *Tendances des dépenses nationales, 1975-2000*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2001.
17. C. Sanmartin, S.E.D. Shortt, M.L. Barer *et al.*, « Waiting for medical services in Canada: lots of heat, but little light », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 162(9), 2000, p. 1305-1310.
18. Institut canadien d'information sur la santé (ICIS), *Les soins de santé au Canada 2001*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2001.
19. C. DeCoster, K.C. Carriere, S. Peterson *et al.*, *Surgical waiting times in Manitoba*, Winnipeg, Centre d'élaboration et d'évaluation de la politique des soins de santé au Manitoba, 1998, disponible à : <http://www.umanitoba.ca/centres/mchpe/reports.htm>.
20. C. DeCoster, L. MacWilliam et R. Walld, *Waiting Times for Surgery: 1997/98 and 1998/99 Update*, Centre d'élaboration et d'évaluation de la politique des soins de santé au Manitoba, 2000, disponible à : <http://www.umanitoba.ca/centres/mchpe/reports.htm>.

## Annexe

Tableau A

Fréquence des catégories de soins requis, population à domicile de 12 ans et plus ayant déclaré des besoins non satisfaits de soins de santé, Canada, territoires non compris, 1998-1999 et septembre 2000 à février 2001

Catégorie de soins requis	1998-1999			2000-2001		
	Taille de l'échantillon	Population estimative		Taille de l'échantillon	Population estimative	
		en milliers	%		en milliers	%
Traitement d'un problème physique	716	1 102	70,3	5 020	2 266	71,0
Traitement d'un problème émotionnel ou mental	105	173	11,1	643	284	8,9
Traitement d'une blessure	98	156	9,9	727	327	10,2
Examen périodique (y compris les consultations prénatales)	66	116	7,4	531	239	7,5
Autre	62	90	5,8	516	214	6,7

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, 1998-1999; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, fichier provisoire, septembre 2000 à février 2001.

**Nota :** Les réponses multiples ayant été autorisées, la somme des pourcentages n'est pas égale à 100 %.

Tableau B

Fréquence des raisons mentionnées pour expliquer les besoins de soins de santé non satisfaits, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999 et septembre 2000 à février 2001

Caractéristiques du système de santé	1998-1999			2000-2001		
	Taille de l'échantillon	Population estimative		Taille de l'échantillon	Population estimative	
		en milliers	%		en milliers	%
Temps d'attente trop long	222	358	1,4	2 110	969	3,8
Services non disponibles au moment requis	154	230	0,9	1 100	455	1,8
Services non disponibles dans la région	72	104	0,4	660	231	0,9
<b>Circonstances personnelles</b>						
Ne s'en est pas occupé(e)/indifférent(e)	148	226	0,9	729	337	1,3
Trop occupé(e)	115	211	0,9	634	304	1,2
A considéré que les soins seraient inadéquats	132	197	0,8	371	170	0,7
Coût	119	175	0,7	625	283	1,1
A décidé de ne pas se faire soigner	43	81	0,3	463	215	0,8
Ne savait pas où aller	35	60 <sup>†</sup>	0,2 <sup>†</sup>	159	86	0,3
Problème de transport	30	28 <sup>†</sup>	0,1 <sup>†</sup>	195	66	0,3
Aversion pour les médecins/peur	22	27 <sup>†</sup>	0,1 <sup>†</sup>	192	82	0,3
Responsabilité personnelles ou familiales	10	--	--	91	39	0,2
Autre	63	106	0,4	1 448	611	2,4

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, 1998-1999; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, fichier provisoire, septembre 2000 à février 2001.

**Nota :** Les réponses multiples étaient permises.

† Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.

-- Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.



# Consommation de fruits et de légumes

Claudio E. Pérez

## Résumé

### Objectif

Le présent article porte sur les associations entre la fréquence de la consommation de fruits et de légumes et d'autres comportements ou états ayant un effet sur la santé, y compris l'activité physique, l'usage du tabac, l'obésité et la dépendance à l'égard de l'alcool.

### Source des données

Les données sont celles recueillies durant la première moitié du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, de septembre 2000 à février 2001.

### Techniques d'analyse

Les moyennes pondérées renseignent sur la fréquence moyenne de consommation de fruits et de légumes en fonction de certains comportements et états ayant un effet sur la santé, de l'état de santé et des caractéristiques sociodémographiques. La régression linéaire multivariée est utilisée pour modéliser les associations entre la consommation de fruits et de légumes et les comportements ayant un effet sur la santé, en tenant compte de l'effet d'autres facteurs.

### Principaux résultats

Les femmes consomment des fruits et des légumes plus fréquemment que les hommes. Si l'on tient compte de l'effet d'autres facteurs, la fréquence de la consommation de fruits et de légumes est associée positivement, tant chez l'homme que chez la femme, au fait d'être physiquement actif, de ne pas fumer et de ne pas faire d'embonpoint et, chez la femme uniquement, de ne pas avoir de dépendance à l'égard de l'alcool.

### Mots-clés

Régime alimentaire, habitudes alimentaires, comportements ayant un effet sur la santé, enquête sur la santé.

### Auteur

Claudio E. Pérez (613-951-1733; perecla@statcan.ca), travaille à la Division de la statistique de la santé, à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

- *Pour la première fois depuis plusieurs décennies, on dispose, grâce à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, de données représentatives de la population sur la consommation de fruits et de légumes dans les diverses régions du Canada.*
- *La consommation peu fréquente de fruits et de légumes est associée à d'autres comportements ou états posant un risque pour la santé, notamment l'inactivité physique, l'usage du tabac, l'obésité et la dépendance à l'égard de l'alcool.*
- *Les femmes consomment des fruits et des légumes plus fréquemment que les hommes. Toutefois, les hommes chez lesquels on a diagnostiqué un cancer, une maladie cardiaque, de l'hypertension ou du diabète ont tendance à consommer ces aliments plus fréquemment que ceux qui ne présentent pas ces affections.*

Selon de nombreuses études, un régime riche en fruits et en légumes contribue à la prévention de la maladie cardiovasculaire et de certaines formes de cancer qui comptent parmi les causes principales de décès au Canada<sup>1-8</sup>. Malgré le rôle important de la nutrition dans le maintien d'un bon état de santé, fort peu de données sur les habitudes de consommation des divers aliments ont été recueillies à l'échelle nationale depuis le début des années 1970<sup>9,10</sup>. Pour combler partiellement cette lacune, l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) a permis de commencer à recueillir des renseignements sur la fréquence de la consommation de fruits et de légumes.

## Méthodologie

### Source des données

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) est conçue pour recueillir des renseignements sur la santé de la population canadienne au niveau régional (voir l'article intitulé « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes — aperçu de la méthodologie » dans le présent numéro). La présente analyse s'appuie sur des données recueillies durant la première moitié (de septembre 2000 à février 2001) du premier cycle (cycle 1.1) de l'ESCC (voir *Limites*).

L'analyse se fonde sur des données recueillies auprès d'un échantillon de 46 866 personnes vivant à domicile dans les 10 provinces. Elle est limitée à la population de 20 ans et plus, parce que ces personnes sont plus susceptibles que les jeunes de choisir elles-mêmes leurs aliments. Les données sont pondérées de sorte qu'elles soient représentatives des 22,4 millions de personnes que comptait, en moyenne, la population à domicile de 20 ans et plus des 10 provinces de septembre 2000 à février 2001. Le taux de réponse pour la première moitié du cycle 1.1 se chiffre à 80 %.

### Techniques d'analyse

Les personnes sélectionnées pour participer à l'enquête se sont vu demander combien de fois elles avaient consommé certains fruits et légumes et d'« autres » légumes. Les données ainsi recueillies ont ensuite permis de calculer, pour chaque personne, la fréquence quotidienne totale de consommation de tout fruit ou légume. Comme les données étaient étalées vers la droite, les valeurs aberrantes (valeurs dont, par définition, l'écart par rapport à la moyenne était supérieur à trois écarts-types) ont été plafonnées à la moyenne plus trois écarts-types. Ainsi, la valeur de 12,157 a été attribuée à 216 enregistrements (1,0 %) dans le cas des hommes et la valeur

de 12,238 à 309 enregistrements (1,2 %) dans le cas des femmes. Pour certaines sous-populations, les fréquences quotidiennes moyennes ont été estimées d'après ces valeurs plafonnées. Les données sur les hommes et sur les femmes ont été analysées séparément. La signification statistique des écarts entre les moyennes observées pour des sous-populations particulières a été déterminée au seuil de signification de 5 % ( $p < 0,05$ ).

Des modèles de régression linéaire multiple ont été ajustés en vue d'étudier les associations entre certains comportements liés à la santé (variables indépendantes) et la fréquence de la consommation de fruits et de légumes (variable dépendante), en tenant compte de l'effet d'autres facteurs que l'on sait avoir une influence sur l'alimentation. Ces facteurs incluent les variables reflétant l'état de santé et les caractéristiques sociodémographiques. Les modèles ont été ajustés après transformation logarithmique des valeurs (non plafonnées) de la fréquence quotidienne de consommation, ce qui a produit des modèles mieux ajustés que ceux obtenus par utilisation des données non transformées ou des données plafonnées. Les valeurs nulles de la fréquence de consommation quotidienne ont été converties à la valeur de 0,005 avant le calcul du logarithme. Les modèles ont été utilisés dans leur intégralité. Les modèles préliminaires contenaient certains termes d'interaction (par exemple, entre l'usage du tabac et la dépendance à l'égard de l'alcool) qui ont été abandonnés subséquemment parce qu'ils n'étaient pas statistiquement significatifs. Pour tenir compte du plan d'échantillonnage à plusieurs degrés de l'enquête, la variance des estimations a été estimée selon la méthode *bootstrap*; les estimations de la variance ainsi obtenues ont servi au calcul des intervalles de confiance et des coefficients de variation, ainsi qu'à la vérification de la signification statistique des différences<sup>15-17</sup>. Dans tous les cas, le seuil de signification choisi était de 5 % ( $p < 0,05$ ).

Selon des études réalisées aux États-Unis, le choix d'aliments bons pour la santé est étroitement associé à d'autres comportements favorables à la santé<sup>11-14</sup>. Fondé sur les données de la première moitié du premier cycle de collecte des données de l'ESCC (cycle 1.1), le présent article se concentre sur l'association entre la fréquence de la consommation de fruits et de légumes et certains états et facteurs comportementaux influant sur la santé, dont l'activité physique, l'usage du tabac, le poids, tel que mesuré par l'indice de masse corporelle (IMC) et la dépendance à l'égard de l'alcool (voir *Méthodologie*).

### Lien entre la faible consommation de fruits et de légumes et d'autres facteurs de risque pour la santé

Comme tendent à le démontrer les résultats d'études antérieures, les données indiquent qu'il existe un lien entre la fréquence de la consommation de fruits et de légumes et d'autres comportements qui influent sur la santé<sup>11-14</sup>. La fréquence moyenne de consommation de fruits et de légumes des hommes et des femmes actifs ou moyennement actifs et de ceux et celles qui ne fument pas quotidiennement est nettement plus élevée que celle observée pour les hommes et les femmes qui sont inactifs ou qui

fument quotidiennement (tableau 1). Naturellement, dans le cas des personnes physiquement actives, le plus grand besoin d'énergie pourrait expliquer en partie la consommation plus fréquente de fruits et de légumes. De fait, en l'absence de renseignements complets, nul ne peut déterminer si la fréquence de la consommation d'autres aliments, y compris des aliments moins nourrissants, est également plus élevée chez ces personnes à cause de leur plus grande dépense énergétique.

Un lien se dégage également entre la fréquence de la consommation de fruits et de légumes et l'indice de masse corporelle (IMC). Les hommes dont le poids se situe dans la fourchette normale mangent des fruits et des légumes plus fréquemment que ceux qui sont obèses. De même, les femmes dont le poids est insuffisant ou normal ou qui font de l'embonpoint consomment des fruits et des légumes plus fréquemment que celles qui sont obèses. Ces résultats diffèrent de ceux obtenus aux

Tableau 1

**Fréquence quotidienne moyenne<sup>†</sup> de la consommation de fruits et de légumes, selon le sexe et certaines caractéristiques, population à domicile de 20 ans et plus, Canada, territoires non compris, septembre 2000 à février 2001**

	Hommes		Femmes			Hommes		Femmes	
	Nombre de fois par jour	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de fois par jour	Intervalle de confiance de 95 %		Nombre de fois par jour	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de fois par jour	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Total</b>	4,2	4,2 - 4,3	4,9 <sup>††</sup>	4,8 - 4,9					
<b>Comportements qui influent sur la santé</b>					<b>État de santé autoévalué</b>				
<b>Activité physique</b>					Excellent	4,5	4,5 - 4,6	5,3*	5,2 - 5,4
Personne active	4,9*	4,8 - 5,0	5,7*	5,6 - 5,8	Très bon	4,1*	4,1 - 4,2	4,8*	4,8 - 4,9
Personne moyennement active	4,3*	4,3 - 4,4	5,3*	5,2 - 5,3	Bon	4,1*	4,0 - 4,2	4,7*	4,6 - 4,8
Personne inactives <sup>‡</sup>	3,9	3,8 - 4,0	4,5	4,5 - 4,6	Passable	4,1*	3,9 - 4,2	4,6	4,5 - 4,7
<b>Usage du tabac</b>					Mauvais <sup>‡</sup>	4,4	4,2 - 4,7	4,5	4,2 - 4,7
Non-fumeur	4,4*	4,4 - 4,5	5,1*	5,0 - 5,1	<b>Caractéristiques sociodémographiques</b>				
Occasionnel	4,5*	4,2 - 4,7	5,0*	4,8 - 5,2	<b>Groupe d'âge</b>				
Quotidien <sup>‡</sup>	3,7	3,6 - 3,7	4,1	4,0 - 4,2	20 à 24 ans <sup>‡</sup>	4,2	4,0 - 4,4	4,6	4,5 - 4,8
<b>Indice de masse corporelle</b>					25 à 34 ans	4,0	3,9 - 4,1	4,7	4,6 - 4,8
Poids insuffisant	4,2	3,8 - 4,6	5,0*	4,7 - 5,2	35 à 44 ans	4,1	4,0 - 4,2	4,7	4,6 - 4,8
Poids normal	4,3*	4,2 - 4,4	4,9*	4,9 - 5,0	45 à 64 ans	4,3	4,2 - 4,3	5,0*	4,9 - 5,0
Surpoids	4,2	4,2 - 4,3	4,9*	4,8 - 5,0	65 ans et plus	4,8*	4,7 - 4,9	5,1*	5,1 - 5,2
Obésité <sup>‡</sup>	4,1	4,0 - 4,2	4,7	4,6 - 4,8	<b>Revenu du ménage</b>				
<b>Dépendance à l'égard de l'alcool</b>					Inférieur <sup>‡</sup>	3,7	3,5 - 4,0	4,5	4,3 - 4,7
Oui <sup>‡</sup>	3,8	3,6 - 4,1	3,9	3,5 - 4,3	Moyen-inférieur	3,8	3,7 - 4,0	4,5	4,4 - 4,7
Non	4,3*	4,2 - 4,3	4,9*	4,8 - 4,9	Moyen	4,3*	4,2 - 4,4	4,8*	4,7 - 4,8
<b>Mesures de la santé</b>					Moyen-supérieur	4,2*	4,1 - 4,2	4,9*	4,8 - 5,0
<b>Problèmes(s) de santé chronique(s)<sup>§</sup></b>					Supérieur	4,3*	4,3 - 4,4	5,1*	5,0 - 5,2
Oui <sup>‡</sup>	4,6	4,5 - 4,7	4,9	4,8 - 5,0	<b>Niveau de scolarité</b>				
Non	4,2*	4,1 - 4,2	4,9	4,8 - 4,9	Pas de diplôme d'étude secondaires <sup>‡</sup>	4,1	4,0 - 4,2	4,6	4,5 - 4,7
<b>Incapacité</b>					Diplôme d'études secondaires	4,1	4,0 - 4,2	4,6	4,5 - 4,7
Oui <sup>‡</sup>	4,6	4,3 - 4,8	4,7	4,6 - 4,9	Études postsecondaires partielles	4,3	4,1 - 4,5	4,8	4,6 - 4,9
Non	4,2*	4,2 - 4,3	4,9	4,8 - 4,9	Diplôme d'études post-secondaires	4,4*	4,3 - 4,4	5,1*	5,1 - 5,2
					<b>État matrimonial</b>				
					Marié(e)/union libre	4,3*	4,3 - 4,4	5,0*	4,9 - 5,0
					Célibataire	4,0*	3,9 - 4,1	4,7	4,6 - 4,8
					Divorcé(e)/séparé(e)/veuf(ve) <sup>‡</sup>	4,1	4,0 - 4,3	4,6	4,5 - 4,7

**Source des données :** Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, fichier provisoire, septembre 2000 à février 2001

**Nota :** Analyse fondée sur des échantillons de 21 267 hommes et 25 599 femmes; les renseignements sur les valeurs manquantes figurent au tableau A en annexe. Les données ayant été arrondies, les valeurs d'une moyenne estimative peuvent être contenues dans l'intervalle de confiance d'une autre moyenne estimative dont elle diffère significativement.

<sup>†</sup> Fondée sur des données dont la valeur a été réattribuée pour tenir compte des valeurs aberrantes.

<sup>‡</sup> Catégorie de référence.

<sup>§</sup> Cancer, maladie cardiaque, hypertension, diabète.

<sup>††</sup> Valeur significativement différente de celle observée pour les hommes ( $p < 0,05$ ); les autres comparaisons hommes-femmes n'ont pas été testées.

\* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie de référence ( $p < 0,05$ ).

## Définitions

L'évaluation de la fréquence de la consommation de fruits et de légumes a été faite en ayant recours aux questions ci-après tirées du *Behavioral Risk Factor Surveillance System* des États-Unis<sup>18</sup>. « Les questions qui suivent se rapportent aux aliments que vous mangez ou buvez actuellement. Pensez à tous les aliments que vous mangez, soit aux repas ou comme collations, tant à la maison qu'à l'extérieur.

- 1) À quelle fréquence buvez-vous actuellement des jus de fruits, comme du jus d'orange, de pamplemousse ou de tomate? (Par exemple, une fois par jour, trois fois par semaine, deux fois par mois.)
- 2) Sans compter les jus, à quelle fréquence mangez-vous habituellement des fruits?
- 3) À quelle fréquence mangez-vous (habituellement) de la salade verte?
- 4) À quelle fréquence mangez-vous habituellement des pommes de terre, sans compter les frites, les pommes de terre rissolées ou les croustilles?
- 5) À quelle fréquence mangez-vous (habituellement) des carottes?
- 6) Sans compter les carottes, les pommes de terre ni la salade, combien de portions d'autres légumes mangez-vous habituellement? »

Le niveau d'*activité physique* se fonde sur la dépense totale d'énergie durant les activités de loisir. L'information sur la dépense énergétique au travail n'était pas disponible. La dépense d'énergie a été calculée d'après les renseignements recueillis sur la fréquence et la durée des activités de loisir au cours des trois mois qui ont précédé l'enquête et d'après la demande métabolique d'énergie de chacune de ces activités. Seules les activités d'une durée d'au moins 15 minutes ont été incluses dans le calcul de la dépense d'énergie. Le calcul de la fréquence de l'activité physique se fonde sur le nombre de fois au cours des trois mois qui ont précédé l'enquête où la personne s'est adonnée à une activité pendant au moins 15 minutes. Pour les besoins de l'analyse bivariable, trois catégories ont été définies : personne active (au moins 3,0 kilocalories par kilo de poids corporel par jour), personne modérément active (de 1,5 à moins de 3,0 kcal/kg/jour) et personne inactive (moins de 1,5 kcal/kg/jour). Dans l'analyse multivariée, le nombre de kcal/kg/jour a été utilisé comme une variable continue.

Pour déterminer la catégorie d'*usage du tabac*, on a demandé aux participants à l'enquête s'ils fumaient des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais. Trois groupes ont ainsi été définis, à savoir usage quotidien, usage occasionnel et non-fumeur.

L'*indice de masse corporelle* (IMC) a été calculé par le poids déclaré, exprimé en kilos, par le carré de la taille exprimée en mètres. Pour l'analyse bivariable, les catégories d'IMC ont été définies conformément aux normes de l'Organisation mondiale de la santé : moins de 18,5 (insuffisance pondérale), 18,5 à moins de 25 (poids normal), 25 à moins de 30 (surpoids) et 30 ou plus (obésité)<sup>19</sup>. Pour l'analyse multivariée, l'IMC a été traité comme une variable continue.

La dépendance à l'égard de l'alcool n'a été évaluée que chez les personnes qui ont dit avoir consommé au moins cinq verres en une occasion au moins une fois par mois au cours de l'année qui a précédé l'enquête. L'ensemble des questions utilisées pour établir la probabilité d'une dépendance à l'égard de l'alcool a été élaboré par Kessler et ses collaborateurs<sup>20</sup>. Toute personne dont la cote calculée d'après les réponses données à ces questions était égale ou supérieure à 0,85 a

été considérée comme étant *dépendante à l'égard de l'alcool*.

L'analyse tient compte de quatre problèmes de santé chroniques, à savoir le cancer, la maladie cardiaque, l'hypertension et le diabète. Les participants à l'enquête devaient indiquer s'ils souffraient d'un problème de santé de longue durée, c'est-à-dire un état qui persiste ou qui devrait persister six mois ou plus, diagnostiqué par un professionnel de la santé. Les personnes chez lesquelles, selon leur déclaration, au moins l'un des quatre états susmentionnés avait été diagnostiqué ont été considérées comme présentant un *problème de santé chronique*.

La capacité de vaquer de façon indépendante aux activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ) est un indicateur d'*incapacité* utilisé couramment. Les personnes qui ont dit avoir besoin d'aide pour l'une ou l'autre de deux AIVQ, ou pour les deux (sélectionnées en partie parce qu'elles peuvent avoir une influence sur les aliments que consomment une personne) ont été considérées comme présentant une incapacité. On a demandé aux participants à l'enquête : « À cause de votre état ou d'un problème de santé, avez-vous besoin qu'une autre personne vous aide : ... à préparer les repas? ... à faire les courses? »

Pour obtenir l'*autoévaluation de l'état de santé*, la question suivante a été posée : « En général, diriez-vous que votre santé est : excellente? très bonne? bonne? passable? mauvaise? »

Cinq *groupes d'âge* ont été définis pour l'analyse bivariable : 20 à 24 ans, 25 à 34 ans, 35 à 44 ans, 45 à 64 ans et 65 ans et plus. L'âge réel a servi de variable continue pour l'analyse multivariée.

Les catégories de *revenu du ménage* ont été définies d'après la taille du ménage. Pour l'analyse bivariable, les cinq catégories utilisées sont les suivantes :

Catégorie de revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu total du ménage
Inférieure	1 à 4	Moins de 10 000 \$
	5 ou plus	Moins de 15 000 \$
Moyenne-inférieure	1 ou 2	10 000 \$ à 14 999 \$
	3 ou 4	10 000 \$ à 19 999 \$
	5 ou plus	15 000 \$ à 29 999 \$
Moyenne	1 ou 2	15 000 \$ à 29 999 \$
	3 ou 4	20 000 \$ à 39 999 \$
	5 ou plus	30 000 \$ à 59 999 \$
Moyenne-supérieure	1 ou 2	30 000 \$ à 59 999 \$
	3 ou 4	40 000 \$ à 79 999 \$
	5 ou plus	60 000 \$ à 79 999 \$
Supérieure	1 ou 2	60 000 \$ et plus
	3 ou plus	80 000 \$ et plus

Ces catégories ont été utilisées comme des variables continues dans l'analyse multivariée.

Quatre catégories de *niveau de scolarité* ont été définies : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles et diplôme d'études postsecondaires.

Trois catégories de *état matrimonial* ont été définies : marié(e) ou union libre; célibataire (jamais marié(e)) et divorcé(e), séparé(e) ou veuf(ve).

États-Unis, où une étude ne montre une association entre l'IMC et la consommation de fruits et de légumes que pour les femmes<sup>11</sup>; une autre ne permet de dégager de tendance ni pour les hommes ni pour les femmes<sup>13</sup>. Par contre, les résultats d'une étude menée récemment en Alberta s'apparentent à ceux de l'ESCC; le nombre moyen de portions de fruits et de légumes consommées quotidiennement est

plus faible pour les personnes ayant un excès de poids<sup>21</sup>.

Les hommes et les femmes qui n'ont aucune dépendance à l'égard de l'alcool consomment également des fruits et des légumes plus fréquemment que les personnes qui présentent ce genre de dépendance. Cette association pourrait tenir au fait que les personnes sans dépendance à

Tableau 2

**Résultats de la régression multivariée décrivant l'association entre la fréquence quotidienne, transformée logarithmiquement, de la consommation de fruits et de légumes et certaines caractéristiques, selon le sexe, population à domicile de 20 ans et plus, Canada, territoires non compris, septembre 2000 à février 2001**

	Hommes			Femmes		
	Coefficient non normalisé (b)	Intervalle de confiance de 95 %	Coefficient normalisé (bêta)	Coefficient non normalisé (b)	Intervalle de confiance de 95 %	Coefficient normalisé (bêta)
<b>Activité physique</b>	0,05*	0,04 - 0,06	0,17*	0,06*	0,05 - 0,06	0,18*
<b>Usage du tabac</b>						
Non-fumeur	0,18*	0,15 - 0,21	0,14*	0,20*	0,18 - 0,23	0,16*
Occasionnel	0,20*	0,14 - 0,25	0,06*	0,21*	0,16 - 0,26	0,08*
Quotidien†	...	...	...	...	...	...
<b>Indice de masse corporelle</b>	-0,005*	-0,01 - -0,002	-0,03*	-0,002*	-0,004 - -0,0003	-0,02*
<b>Dépendance à l'égard de l'alcool</b>						
Non	0,08	-0,004 - 0,16	0,02	0,14*	0,01 - 0,27	0,02*
Oui†	...	...	...	...	...	...
<b>Pas de problème de santé chronique<sup>§††</sup></b>	-0,09*	-0,12 - -0,06	-0,05*	-0,01	-0,04 - 0,02	-0,01
<b>Pas d'incapacité<sup>§</sup></b>	-0,06	-0,12 - 0,01	-0,02	0,01	-0,03 - 0,06	0,005
<b>État de santé autoévalué<sup>‡</sup></b>	0,04*	0,02 - 0,05	0,06*	0,03*	0,02 - 0,04	0,05*
<b>Âge</b>	0,01*	0,004 - 0,01	0,14*	0,01*	0,01 - 0,01	0,17*
<b>Revenu du ménage<sup>‡</sup></b>	0,02*	0,001 - 0,03	0,03*	0,01*	0,003 - 0,03	0,03*
<b>Niveau de scolarité<sup>‡</sup></b>	0,02*	0,01 - 0,03	0,04*	0,04*	0,03 - 0,05	0,09*
<b>État matrimonial</b>						
Marié(e)/union libre	0,13*	0,10 - 0,17	0,10*	0,09*	0,06 - 0,11	0,08*
Célibataire	0,11*	0,07 - 0,16	0,08*	0,04*	0,001 - 0,08	0,03*
Divorcé(e)/séparé(e)/veuf(ve)†	...	...	...	...	...	...
<b>Coordonnée à l'origine</b>	0,62			0,52		

**Source des données :** Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, fichier provisoire, septembre 2000 à février 2001

**Nota :** Analyse fondée sur des échantillons de 18 721 hommes et 21 093 femmes; les enregistrements pour 2 546 hommes et 4 506 femmes ont été exclus parce que des valeurs manquaient pour une ou plusieurs variables.

† Catégorie de référence.

‡ Codé de faible à élevé (pour l'état de santé autodéclaré, la valeur la plus faible est « mauvais » et la plus élevée est « excellent »).

§ La catégorie de référence est l'existence de la caractéristique.

†† Cancer, maladie cardiaque, hypertension, et diabète.

... N'ayant pas lieu de figurer.

\*  $p < 0,05$ .

$R^2 = 0,09$  pour les hommes et  $0,11$  pour les femmes;  $R^2$  corrigé =  $0,09$  pour les hommes et  $0,11$  pour les femmes.

ddl : hommes = 13, 18 707; femmes = 13, 21 079.

l'égard de l'alcool adoptent en général des comportements plus sains. Cependant, la contribution de l'alcool à l'apport calorique quotidien requis pourrait, en contrepartie, expliquer aussi en partie cette association. En effet, les personnes qui consomment beaucoup d'alcool pourraient tirer une part importante de l'énergie dont elles ont besoin de l'alcool, donc consommer non seulement les fruits et les légumes, mais aussi d'autres aliments en moins grande quantité.

Même si l'on tient compte des effets de l'état de santé et des variables sociodémographiques, tous les comportements ayant un effet sur la santé examinés, sauf la dépendance à l'égard de l'alcool chez l'homme, sont associés de façon indépendante à la fréquence de la consommation de fruits et de légumes (tableau 2). De tous les facteurs étudiés, un niveau élevé d'activité physique est le facteur le plus fortement lié à la consommation fréquente de fruits et de légumes, aussi bien chez l'homme que chez la femme.

Le fait de ne pas fumer est également associé à la consommation fréquente de fruits et de légumes chez l'homme ainsi que chez la femme. Comme le laissait prévoir l'analyse bivariée, il existe une association inverse entre l'IMC et la fréquence de la consommation de fruits et de légumes. Enfin, la dépendance à l'égard de l'alcool est associée inversement à la fréquence de la consommation de fruits et de légumes chez la femme.

### **Les liens avec l'état de santé différent selon le sexe**

À l'instar de récentes données canadiennes révélant des différences prononcées entre l'attention que les hommes et les femmes accordent à la nutrition<sup>22</sup>, les femmes ont déclaré une consommation de fruits et de légumes plus fréquente que les hommes (tableau 1). Cependant, la fréquence moyenne de cette consommation est plus élevée pour les hommes chez lesquels on a diagnostiqué un ou plusieurs des problèmes de santé chroniques suivants — maladie cardiaque, hypertension, diabète et cancer — que pour ceux qui ne souffrent d'aucun de ces problèmes de santé. De façon similaire, les hommes présentant une incapacité, telle que

mesurée par le besoin déclaré d'aide pour préparer les repas ou faire des courses, mangent des fruits et des légumes plus fréquemment, en moyenne, que ceux ne souffrant d'aucune incapacité.

Si l'on tient compte de l'effet d'autres facteurs qui exercent une influence sur le choix des aliments, le lien positif entre la fréquence de la consommation de fruits et de légumes et la maladie chronique persiste chez l'homme. En moyenne, les hommes qui ne souffrent pas des maladies chroniques susmentionnées ont dit consommer des fruits et des légumes moins fréquemment que ceux chez lesquels on avait diagnostiqué au moins l'une de ces maladies (tableau 2). Contrairement aux résultats observés pour les hommes, aucune association entre la consommation de fruits et de légumes et la maladie chronique ou l'incapacité ne se dégage chez la femme (tableaux 1 et 2).

Tant chez l'homme que chez la femme, la contribution de l'état de santé autoévalué aux modèles multivariés est positive (tableau 2). Toutefois, chez l'homme, cette association est en contradiction avec le lien positif observé entre la fréquence de la consommation de fruits et de légumes et la maladie chronique. L'association entre l'état de santé autoévalué et la fréquence de la consommation de fruits et de légumes est curvilinéaire (courbe en forme de U) et présente des moyennes plus élevées pour les hommes en mauvaise santé et pour ceux en excellente santé.

La nature transversale des données limite l'interprétation de ces résultats. Cependant, il se pourrait que chez l'homme, mais vraisemblablement pas chez la femme, le diagnostic d'une maladie particulière, plutôt que la simple perception d'être en mauvaise santé, influence la consommation de fruits et de légumes. Autrement dit, les hommes chez lesquels on diagnostique un problème de santé chronique particulier commenceraient à consommer des fruits et des légumes plus fréquemment dans l'espoir d'améliorer leur état de santé ou d'éviter qu'il ne se détériore davantage. En effet, selon une analyse plus approfondie, les hommes qui ont jugé leur santé passable ou mauvaise et déclaré que l'on avait diagnostiqué chez eux un ou plusieurs des quatre problèmes de santé chroniques visés par

l'étude consommaient des fruits et des légumes 4,6 fois par jour, en moyenne, comparativement à 3,9 fois pour les hommes dont l'état de santé était comparable, mais qui ne souffraient pas de problèmes de santé chroniques (données non présentées). À l'instar de ces résultats, d'autres

données transversales recueillies récemment au Canada indiquent que les hommes chez lesquels on a diagnostiqué un cancer ou une maladie cardiaque veillent plus à choisir leurs aliments en fonction de leur état de santé que ceux qui ne souffrent pas de ces maladies<sup>22</sup>.

### Limites

Les questions sur la nutrition dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) ont été élaborées pour le *Behavioral Risk Factor Surveillance System* (BRFSS) par les Centers for Disease Control américains<sup>18</sup>. Les questions ont trait uniquement à la consommation de fruits et de légumes et aucun renseignement n'est fourni sur les autres groupes d'aliments. En outre, elles ont trait au *nombre de fois* que des fruits ou des légumes sont consommés, mais non aux quantités consommées. Comme la taille des portions n'y est pas précisée, il n'est pas possible de déterminer dans quelle mesure les recommandations concernant l'apport quotidien, telles que celles du Guide alimentaire canadien<sup>23</sup>, sont observées. Selon d'autres études, les estimations de la consommation fondée sur les questions du BRFSS sont plus faibles que celles fondées sur la remémoration après 24 heures ou d'après la tenue d'un journal de la consommation d'aliments<sup>24</sup>. Comme on ignore dans quelle mesure la classification des répondants en fonction de leur consommation de fruits et de légumes est erronée à cause des questions posées, les estimations des moyennes devraient être interprétées avec prudence.

Aux États-Unis, les chercheurs ont mentionné d'importantes variations des résultats obtenus selon le groupe ethnique au moyen du questionnaire du BRFSS<sup>25</sup>. Les propriétés de mesure des questions n'ayant pas été validées pour des sous-populations particulières au Canada, il se pourrait que l'exactitude des réponses, donc la classification correcte des participants à l'enquête, varie selon le sous-groupe ethnique ou culturel.

Les profils de consommation d'aliments varient au cours de l'année<sup>26</sup>. Par conséquent, les observations fondées sur les données utilisées pour l'étude, qui couvrent uniquement la période de septembre 2000 à février 2001, pourraient différer de celles qui seront fondées sur les données du fichier complet. Toutefois, l'inclusion d'une variable représentant le mois de collecte des données dans les modèles multivariés n'a pas modifié le niveau de signification ni la direction des résultats pour les autres variables (données non présentées). Par conséquent, l'utilisation des données provisoires pour comparer la fréquence de consommation chez divers groupes de populations semble appropriée.

Des 54 788 interviews (de personnes de 12 ans et plus) réalisées au cours de la première moitié de la collecte des données du

cycle 1.1, 7,6 % ont été réalisées par procuration. Or, certaines sections du questionnaire, y compris celles sur la fréquence de la consommation de fruits et de légumes, sont conçues pour être posées uniquement à la personne concernée; par conséquent, les réponses à ces sections font défaut pour les personnes pour lesquelles l'interview a été réalisée par procuration. À l'étape du traitement des données, le recours à l'imputation a permis de combler ces lacunes dues à la réponse par procuration (voir l'article intitulé « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes — aperçu de la méthodologie » dans le présent numéro). L'effet de l'imputation sur les associations observées demeure inconnu.

Les données de l'ESCC étant transversales, aucune inférence ne peut être faite quant aux relations temporelles ni aux relations de cause à effet.

La mesure dans laquelle les données sont exactes reste inconnue puisque celles-ci sont autodéclarées. Pour réduire l'erreur de déclaration concernant les problèmes de santé chroniques, les participants à l'enquête ont été invités à déclarer uniquement les problèmes de santé qui avaient duré, ou qui devaient durer, au moins six mois et qui avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé.

La faible proportion de la variance ( $R^2 = 0,09$  pour les hommes et  $0,11$  pour les femmes) expliquée par les variables indépendantes incluses dans les modèles multivariés donne à penser que d'autres facteurs ayant un effet important sur la fréquence de la consommation de fruits et de légumes n'ont pas été inclus dans l'analyse. En outre, la faible proportion de la variance expliquée pourrait tenir partiellement à une corrélation médiocre entre la fréquence mesurée de la consommation de fruits et de légumes fondée sur les questions de l'enquête et les quantités réellement consommées.

Le grand nombre de participants à l'ESCC donne aux estimations de niveau national une puissance statistique qui n'a été observée pour aucune enquête par sondage au Canada jusqu'à présent. Compte tenu du nombre de personnes interrogées, nombre d'écarts et d'associations observés sont statistiquement significatifs. Cependant, la question de la signification clinique ou biologique des résultats n'est pas abordée dans la présente analyse.

## Âge et statut socioéconomique

Les personnes âgées consomment des fruits et des légumes plus fréquemment que les autres. Chez l'homme ainsi que chez la femme, la fréquence de la consommation de fruits et de légumes augmente avec l'âge (tableau 2). Ces résultats concordent avec ceux d'enquêtes réalisées vers le milieu des années 1990 indiquant que les personnes de 55 ans et plus sont plus susceptibles que les personnes plus jeunes de juger leurs habitudes alimentaires excellentes ou très bonnes<sup>27</sup>.

Selon des études antérieures, les personnes de faible statut socioéconomique risquent plus de consommer peu fréquemment des fruits et des légumes que celles dont la situation est meilleure<sup>13,28</sup>. Les données de l'ESCC témoignent à cet égard de résultats similaires. Les personnes appartenant aux catégories moyenne, moyenne-supérieure et supérieure de revenu consomment plus de fruits et de légumes que celles appartenant à la catégorie inférieure (tableau 1). Similairement, les personnes titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires ont déclaré une plus forte consommation de fruits et de légumes que celles qui n'ont pas terminé leurs études secondaires. En dépit de la prise en compte de l'effet d'autres facteurs, l'association significative et positive entre le revenu ou le niveau de scolarité et la fréquence de la consommation de fruits et de légumes persiste (tableau 2).

## Mot de la fin

Dans la mesure où il existe une corrélation entre la fréquence de la consommation de fruits et de légumes et la quantité consommée, les résultats de la présente analyse des données provisoires de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes s'apparentent aux résultats d'études antérieures selon lesquels la consommation de fruits et de légumes est plus forte chez les personnes qui adoptent aussi d'autres comportements favorables à la santé que chez celles qui ne le font pas. Inversement, les personnes physiquement inactives, obèses ou qui fument, et qui courent donc un risque supplémentaire de souffrir de plusieurs problèmes de santé chroniques graves, ont tendance à consommer des fruits et des légumes moins

fréquemment que celles qui ne présentent pas ces facteurs de risque. Même en tenant compte de l'effet de l'état de santé et du statut socioéconomique, les comportements ayant un effet sur la santé sont indépendamment associés à la fréquence de la consommation de fruits et de légumes. De tels résultats militent en faveur de l'adoption d'une stratégie plurifactorielle de promotion de la santé comprenant, par exemple, des programmes qui s'adressent simultanément aux problèmes que posent les comportements à risque multiple.

En outre, selon les données de l'ESCC, les hommes chez lesquels un problème de santé chronique a été diagnostiqué consomment des fruits et des légumes plus fréquemment que ceux qui ne souffrent d'aucun problème. Cette observation représente une occasion à saisir en matière de promotion de la santé. Des campagnes s'adressant tout spécialement aux hommes pourraient promouvoir l'importance des choix alimentaires non seulement pour lutter contre la maladie une fois qu'elle est diagnostiquée, mais aussi pour la prévenir et protéger la santé. ●

## Références

1. K.A. Steinmetz et J.D. Potter, « Vegetables, fruit, and cancer prevention: a review », *Journal of the American Dietetic Association*, 96(10), 1996, p. 1027-1039.
2. M. Abdulla et P. Gruber, « Role of diet modification in cancer prevention », *Biofactors*, 12(1-4), 2000, p. 45-51.
3. M.J. Hill et G.J. Davies « Dietary advice on cancer prevention: time for a change? », *Journal of the Royal Society of Health*, 120(4), 2000, p. 227-229.
4. G. Block, B. Patterson et A. Subar, « Fruit, vegetables, and cancer prevention: a review of the epidemiological evidence », *Nutrition and Cancer*, 18(1), 1992, p. 1-29.
5. A.R. Ness et J.W. Powles, « Fruit and vegetables, and cardiovascular disease: a review », *International Journal of Epidemiology*, 26(1), 1997, p. 1-13.
6. P. van't Veer, M.C. Jansen, M. Klerk *et al.*, « Fruits and vegetables in the prevention of cancer and cardiovascular disease », *Public Health Nutrition*, 3(1), 2000, p. 103-107.
7. B.D. Cox, M.J. Whichelow et A.T. Prevost, « Seasonal consumption of salad vegetables and fresh fruit in relation to the development of cardiovascular disease and cancer », *Public Health Nutrition*, 3(1), 2000, p. 19-29.



8. J.M. Gaziano, J.E. Manson, L.G. Branch *et al.*, « A prospective study of consumption of carotenoids in fruits and vegetables and decreased cardiovascular mortality in the elderly », *Annals of Epidemiology*, 5(4), 1995, p. 255-260.
9. K. Gray-Donald, L. Jacobs-Starkey et L. Johnson-Down, « Food habits of Canadians: Reduction in fat intake over a generation », *La Revue canadienne de santé publique*, 91(5), 2000, p. 381-385.
10. L. Jacobs-Starkey, L. Johnson-Down et K. Gray-Donald, « Food habits of Canadians: comparison of intakes in adults and adolescents to Canada's Food Guide to Healthy Eating », *Canadian Journal of Dietetic Practice and Research*, 62(2), 2001, p. 61-69.
11. M.K. Serdula, T. Byers, A.H. Mokdad *et al.*, « The association between fruit and vegetable intake and chronic disease risk factors », *Epidemiology*, 7(2), 1996, p. 161-165.
12. A.F. Subar, L.C. Harlan et M.E. Mattson, « Food and nutrient intake differences between smokers and non-smokers in the US », *American Journal of Public Health*, 80(11), 1990, p. 1323-1329.
13. A.F. Subar, J. Heimendinger et B.H. Patterson, « Fruit and vegetable intake in the United States: the baseline survey of the Five-A-Day for Better Health Program », *American Journal of Health Promotion*, 9(5), 1995, p. 352-360.
14. K.J. Joshipura, A. Ascherio, J.E. Manson *et al.*, « Fruit and vegetable intake in relation to risk of ischemic stroke », *Journal of the American Medical Association*, 282 (13), 1999, p. 1233-1239.
15. J.N.K. Rao, G.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
16. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
17. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, Baltimore, août 1999.
18. M. Serdula, R. Coates, T. Byers *et al.*, « Evaluation of a brief telephone questionnaire to estimate fruit and vegetable consumption in diverse study populations », *Epidemiology*, 4(5), 1993, p. 455-463.
19. Organisation mondiale de la santé, *Physical Status: The Use and Interpretation of Anthropometry*. Report of the WHO Expert Committee (WHO Technical Report Series, No. 854), Genève, Organisation mondiale de la santé, 1995.
20. R.C. Kessler, G. Andrews, D. Mroczek *et al.*, « The World Health Organization Composite International Diagnostic Interview Short Form (CIDI-SF) », *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 7, 1998, p. 171-185.
21. Alberta Cancer Board, Division of Epidemiology, Prevention and Screening, *Vegetable and Fruit Consumption in Alberta. Report on the Nutrition, Knowledge, Attitudes and Behaviours Survey*, Calgary, Alberta Cancer Board, 1999.
22. Statistique Canada, « La santé : à prendre ou à laisser! », dans Santé et l'enjeu des sexes : l'écart homme-femme (*Rapports sur la santé*, numéro spécial, n° 82-003 au catalogue), 12(3), 2001, p. 11-21.
23. Santé Canada, *Le guide alimentaire canadien pour manger sainement à l'intention des quatre ans et plus* (n° H39-252/1992F au catalogue), Ottawa, Santé Canada, 1992.
24. L. Rouwei, M. Serdula, S. Bland *et al.*, « Trends in fruit and vegetable consumption among adults in 16 US states: Behavioral Risk Factor Surveillance System, 1990-1996 », *American Journal of Public Health*, 90, 2000, p. 777-781.
25. D.O. Stram, J.H. Hankin, L.R. Wilkens *et al.*, « Calibration of the dietary questionnaire for a multiethnic cohort in Hawaii and Los Angeles », *American Journal of Epidemiology*, 151, 2000, p. 358-370.
26. R.S. Gibson (publié sous la direction de), *Principles of Nutritional Assessment*, New York, Oxford University Press, 1990.
27. D.J. Reid, S.A. Conrad et S.M. Hendricks, « Tracking nutrition trends, 1989-1994: An update on Canadians' attitudes, knowledge and reported actions », *La Revue canadienne de santé publique*, 87(2), 1996, p. 113-118.
28. M.K. Serdula, R.J. Coates, T. Byers, *et al.* « Fruit and vegetable intake among adults in 16 states: results of a brief telephone survey », *American Journal of Public Health*, 85(2), 1995, p. 236-239.

## Annexe

Tableau A

Répartition de certaines caractéristiques, selon le sexe, population à domicile de 20 ans et plus, Canada, territoires non compris, septembre 2000 à février 2001

	Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimative (milliers)	%	Taille de l'échantillon	Population estimative (milliers)	%
<b>Total</b>	<b>21 267</b>	<b>10 957</b>	<b>100,0</b>	<b>25 599</b>	<b>11 432</b>	<b>100,0</b>
<b>Activité physique</b>						
Personne active	4 696	2 432	22,2	4 186	1 828	16,0
Personne moyennement active	4 895	2 588	23,6	5 842	2 615	22,9
Personne inactive	11 432	5 846	53,4	15 323	6 913	60,5
Données manquantes	244	91	0,8	248	76	0,7
<b>Usage du tabac</b>						
Non-fumeur	14 512	7 648	69,8	18 877	8 594	75,2
Occasionnel	860	457	4,2	955	440	3,8
Quotidien	5 842	2 825	25,8	5 736	2 386	20,9
Données manquantes	53	27	0,2	31	12	0,1
<b>Indice de masse corporelle</b>						
Poids insuffisant	224	135	1,2	934	441	3,9
Poids normal	8 467	4 713	43,0	12 080	5 584	48,8
Surpoids	8 786	4 400	40,2	7 009	2 988	26,1
Obésité	3 631	1 634	14,9	3 882	1 538	13,5
Données manquantes	159	75	0,7	1 694	881	7,7
<b>Dépendance à l'égard de l'alcool</b>						
Oui	587	299	2,7	200	97	0,8
Non	20 464	10 570	96,5	25 260	11 280	98,7
Données manquantes	216	88	0,8	139	55	0,5
<b>Problème(s) de santé chronique(s)<sup>§</sup></b>						
Oui	3 085	1 370	12,5	3 973	1 489	13,0
Non	18 143	9 563	87,3	21 588	9 927	86,8
Données manquantes	39	24	0,2	38	16	0,1
<b>Incapacité</b>						
Oui	1 011	462	4,2	2 133	877	7,7
Non	20 243	10 490	95,7	23 460	10 550	92,3
Données manquantes	13	5	0,0	6	5	0,0
<b>État de santé autoévalué</b>						
Excellent	4 994	2 908	26,5	5 486	2 686	23,5
Très bon	7 347	3 860	35,2	8 829	3 995	34,9
Bon	5 802	2 898	26,4	7 202	3 151	27,6
Passable	2 280	942	8,6	3 023	1 182	10,3
Mauvais	837	348	3,2	1 052	416	3,6
Données manquantes	7	1	0,0	7	2	0,0
<b>Groupe d'âge</b>						
20 à 24 ans	1 506	1 105	10,1	1 713	1 033	9,0
25 à 34 ans	3 645	2 094	19,1	4 289	2 076	18,2
35 à 44 ans	4 988	2 616	23,9	5 567	2 651	23,2
45 à 64 ans	7 244	3 558	32,5	8 017	3 630	31,8
65 ans et plus	3 884	1 584	14,5	6 013	2 042	17,9
<b>Revenu du ménage</b>						
Inférieur	834	324	3,0	1 322	449	3,9
Moyen-inférieur	1 329	539	4,9	3 248	1 021	8,9
Moyen	4 556	2 170	19,8	6 200	2 520	22,0
Moyen-supérieur	7 360	3 710	33,9	7 602	3 548	31,0
Supérieur	5 337	3 267	29,8	4 514	2 710	23,7
Données manquantes	1 851	947	8,6	2 713	1 184	10,4
<b>Niveau de scolarité</b>						
Pas de diplôme d'études secondaires	5 757	2 407	22,0	7 062	2 620	22,9
Diplôme d'études secondaires	3 877	2 084	19,0	4 879	2 333	20,4
Études postsecondaires partielles	1 620	984	9,0	2 039	974	8,5
Diplôme d'études postsecondaires	9 794	5 384	49,1	11 377	5 395	47,2
Données manquantes	219	98	0,9	242	110	1,0
<b>État matrimonial</b>						
Marié(e)/union libre	13 826	7 582	69,2	14 545	7 409	64,8
Célibataire	4 514	2 438	22,3	3 943	1 873	16,4
Divorcé(e)/séparé(e)/veuf(ve)	2 908	929	8,5	7 072	2 136	18,7
Données manquantes	19	8	0,1	39	14	0,1

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, fichier provisoire, septembre 2000 à février 2001

# Appartenance à la collectivité et santé

Nancy Ross

## Résumé

### Objectif

Le présent article décrit le lien entre le sentiment d'appartenance à la collectivité et l'état de santé autoévalué.

### Source des données

Les données sont celles recueillies de septembre 2000 à février 2001 durant la première moitié du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC).

### Techniques d'analyse

Des données descriptives sont présentées pour décrire le lien entre diverses variables sociodémographiques et le sentiment d'appartenance à la collectivité. La régression logistique multiple est utilisée pour étudier l'association entre ce sentiment et l'état de santé autoévalué, lorsque l'on tient compte de l'effet des caractéristiques sociodémographiques et d'autres facteurs liés à la santé.

### Principaux résultats

Selon l'enquête, un peu plus de la moitié (56 %) des Canadiens et Canadiennes éprouvaient un sentiment prononcé ou assez prononcé d'appartenance à leur collectivité. L'appartenance à la collectivité est associée à l'état de santé autoévalué, même si l'on tient compte de l'effet du statut socioéconomique, de l'existence de problèmes de santé chroniques, des comportements ayant un effet sur la santé, du stress et d'autres facteurs.

### Mots-clés

État de santé, identification sociale, enquête sur la santé.

### Auteur

Nancy Ross (514-398-4307) travaille à l'Université McGill et à la Division des études sociales et économiques de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

- Des recherches ont depuis longtemps fait état du rôle important que jouent les relations sociales dans le maintien d'un bon état de santé.
- La présente étude porte sur le lien entre le sentiment d'appartenance qu'éprouve une personne à l'égard de sa collectivité et la façon dont elle évalue sa santé. Même en tenant compte d'un éventail d'autres facteurs, un lien persiste entre le sentiment qu'ont les Canadiens et Canadiennes d'appartenir à leur collectivité et leur état de santé.

Depuis un certain temps déjà, des études ont montré que les personnes qui ont des interactions avec d'autres et ont un sentiment d'attachement à leur égard sont en meilleure santé que celles qui sont plus isolées<sup>1-3</sup>. Certains des indices les plus probants des bienfaits des liens sociaux proviennent d'une grande étude menée auprès des résidents du comté d'Alameda, en Californie, à la fin des années 1960 et durant les années 1970. Selon cette étude, les personnes qui entretenaient des liens avec la collectivité (liens évalués d'après le nombre d'amis et de connaissances, ainsi que d'après les affiliations à des organismes bénévoles ou religieux) avaient un taux plus faible de maladie et de mortalité que les personnes ne bénéficiant d'aucun lien de ce genre, même si l'on tient compte des différences en ce qui concerne le statut socioéconomique, les comportements ayant un effet sur la santé et l'utilisation des services de santé<sup>1</sup>. Au cours des

## Méthodologie

### Source des données

La présente analyse se fonde sur les données recueillies durant la première moitié du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) réalisée par Statistique Canada, de septembre 2000 à février 2001. L'ESCC est conçue pour recueillir des renseignements sur la santé de la population des diverses régions socio-sanitaires du Canada (voir l'article intitulé « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes — aperçu de la méthodologie » dans le présent numéro). Les données recueillies sont transversales.

La présente analyse se fonde sur les données fournies par un échantillon de 48 412 personnes de 18 ans et plus vivant à domicile dans les 10 provinces. Les données ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population à domicile des provinces durant la période de collecte des données, c'est-à-dire de septembre 2000 à février 2001. Le taux de réponse était de 80 %.

### Techniques d'analyse

Des totalisations croisées pondérées ont servi à estimer la proportion de personnes qui ont dit éprouver un sentiment fort ou plutôt fort d'appartenance à leur collectivité, selon certaines caractéristiques sociodémographiques. Le recours à la régression logistique multiple a permis de modéliser le lien entre l'état de santé jugé très bon ou excellent et le sentiment d'appartenance à la collectivité. Les caractéristiques sociodémographiques et d'autres facteurs que l'on sait influencer sur la santé (limitation des activités, problèmes de santé chroniques, usage du tabac, stress) ont été inclus dans le modèle à titre de variables de contrôle.

Pour tenir compte des effets du plan de sondage, la valeur de la variance utilisée dans le calcul des coefficients de variation et des limites de confiance a été estimée par la méthode *bootstrap*<sup>4-6</sup>.

### Limites

Le contenu du questionnaire de l'ESCC varie légèrement selon la région socio-sanitaire; la présente analyse se concentre uniquement sur les renseignements recueillis pour toutes les régions socio-sanitaires. Lors de l'analyse multivariée, la variable explicative dont on voulait surtout étudier le lien avec l'état de santé était le sentiment d'appartenance à la collectivité. Malheureusement, les données sur d'autres variables (par exemple, le soutien social et les facteurs psychosociaux) susceptibles de modifier la relation apparente entre le sentiment d'appartenance à la collectivité et l'état de santé n'étaient pas disponibles pour toutes les régions socio-sanitaires et n'ont donc pas pu être incluses dans l'analyse.

L'introduction de quatre mesures composites du soutien social dans un modèle fondé sur un échantillon réduit n'a pas modifié considérablement la grandeur du rapport de cotes calculé pour le sentiment d'appartenance à la collectivité (données non présentées). Il semble donc que ce sentiment soit conceptuellement distinct du soutien social et qu'il soit associé de façon indépendante à l'état de santé autodéclaré. Cependant, les résultats d'autres analyses faites sur des échantillons réduits donnent à penser que l'estime de soi pourrait jouer un rôle médiateur entre le sentiment d'appartenance à la collectivité et l'état de santé.

Les données de l'ESCC sont transversales et ne permettent donc pas de tirer des conclusions quant à la causalité des associations observées entre variables. Par conséquent, nul ne peut prétendre qu'un faible sentiment d'appartenance à la collectivité est la cause d'un mauvais état de santé. Il se pourrait que le mauvais état de santé influe sur le sentiment d'appartenance.

Les données étant autodéclarées (ou déclarées par procuration), la grandeur du biais dû à l'erreur de déclaration est inconnue. Pour réduire au minimum l'erreur de déclaration qui entache les données sur les problèmes de santé chroniques, on a demandé aux personnes participant à l'enquête de déclarer uniquement les problèmes de santé qui avaient été « diagnostiqués par un professionnel de la santé ».

Des 54 788 interviews (de personnes de 12 ans et plus) réalisées durant la première moitié de la collecte des données du cycle 1.1, 7,6 % l'ont été par procuration. Or, certaines sections du questionnaire, y compris la question sur l'appartenance à la collectivité, sont conçues pour être posées uniquement à la personne concernée; par conséquent, les réponses à ces sections font défaut pour les personnes pour lesquelles l'interview a été réalisée par procuration. À l'étape du traitement des données, le recours à l'imputation a permis de combler ces lacunes dues à la déclaration par procuration.

La question utilisée pour évaluer le sentiment d'appartenance à la collectivité (« Diriez-vous que votre sentiment d'appartenance à votre communauté locale est : très fort? plutôt fort? plutôt faible? très faible? ») pourrait être interprétée différemment par les personnes interrogées. Par exemple, l'expression « communauté locale » n'est pas définie et le sens qui lui est accordé pourrait varier. Or, on ne sait pas quel est l'effet de ces différences d'interprétation sur l'association observée entre le sentiment d'appartenance à la collectivité et l'état de santé autoévalué.

L'analyse a trait uniquement au sentiment individuel d'appartenance à la collectivité. Les données sur les biens sociaux ou matériels des collectivités qui procurent à leurs membres un sentiment d'attachement ne sont pas recueillies dans le cadre de l'ESCC.

années 1980 et 1990, d'autres études ont montré qu'il existe une association entre le manque de relations sociales et le mauvais état de santé.

Plus récemment, on a vu croître l'intérêt pour le concept de « capital social » et son association au bon état de santé<sup>7,8</sup>. L'expression « capital social » a de nombreux sens : au niveau le plus fondamental, elle signifie que les liens noués avec autrui ont des répercussions importantes sur le bien-être<sup>9</sup>. Une personne peut posséder un capital social parce qu'elle est entourée d'un grand réseau d'amis et de connaissances. Le capital social peut cependant aussi être envisagé comme étant une sorte de savoir-faire social. Dans un contexte plus général, nombre de chercheurs considèrent que le capital social englobe les caractéristiques d'une collectivité, lesquelles sont reliées indirectement à la santé<sup>10</sup>. Ainsi, les collectivités où le capital social est important pourraient être celles qui offrent des possibilités d'interaction et qui possèdent des ressources publiques bien développées, comme des parcs, des bibliothèques et des installations récréatives.

Selon un observateur, le fléchissement de l'adhésion aux organismes civiques importants et de l'entretien de relations sociales avec les voisins observé au cours des 20 dernières années est un indicateur de la diminution du capital social, du moins aux États-Unis<sup>11</sup>.

Malgré la diversité des opinions avancées dans les publications quant à la nature exacte du capital social, le concept est convaincant. Selon des études menées aux États-Unis, dans les États où le capital social est important, les enfants regardent moins la télévision, les crimes violents sont moins courants et l'état de santé est meilleur qu'ailleurs<sup>7</sup>.

### **Interaction sociale et santé**

L'interaction entre les membres d'une collectivité agit sur la santé de plusieurs façons. Elle peut donner lieu à la transmission des normes sociales concernant la promotion de la santé et les comportements nuisibles à cette dernière<sup>12</sup>. Selon une autre théorie, le détachement social engendre un stress chronique auquel l'organisme pourrait répondre par une sorte de « vieillissement accéléré »<sup>12</sup>. La participation aux activités communautaires pourrait aussi augmenter

l'exposition à l'influence de la société et donner accès à des ressources sociales et matérielles qui, à leur tour, pourraient avoir sur la santé les effets bénéfiques que le statut social semble procurer<sup>13,14</sup>.

Les données provisoires de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) réalisée par Statistique Canada donnent une occasion unique d'examiner l'état de santé autoévalué en fonction du sentiment d'appartenance à la collectivité (voir *Méthodologie*). Il a été démontré à plusieurs reprises que l'autoévaluation de l'état de santé est une mesure fiable de l'état de santé physique et psychique et qu'elle est un prédicteur de futurs événements nuisibles à la santé<sup>15-17</sup>.

Le concept d'appartenance à la collectivité analysé ici diffère des mesures épidémiologiques classiques des liens sociaux (autrement dit, le nombre d'amis ou d'affiliations) ou du soutien social et affectif perçu, sur lesquels se fondent la plupart des données sur l'importance des liens sociaux pour la santé. Pour mesurer l'intensité des liens avec la collectivité, les participants à l'ESCC se sont vu demander d'évaluer, au moyen d'une échelle de Likert à quatre points, leur sentiment d'appartenance à leur collectivité.

Le présent article brosse le profil des personnes qui disent avoir un sentiment prononcé d'appartenance à leur collectivité. Il présente aussi les résultats d'une analyse de cette appartenance en fonction de l'état de santé autoévalué, lorsque l'on tient compte des effets d'autres facteurs pertinents.

### **Environ la moitié de la population éprouve un lien avec la collectivité**

Selon les données provisoires de l'ESCC, un peu plus de la moitié des Canadiens et Canadiennes éprouvent au moins un sentiment assez fort d'appartenance à leur collectivité (données non présentées). Les proportions d'hommes et de femmes qui disent éprouver ce niveau d'appartenance à leur collectivité sont comparables (tableau 1).

Les jeunes adultes représentent le groupe le moins susceptible d'éprouver au moins un sentiment assez fort d'appartenance à leur collectivité. La proportion de personnes qui éprouvent un sentiment d'appartenance augmente avec l'âge, comme en

## Définitions

Pour mesurer le *sentiment d'appartenance à la collectivité*, les participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes ont répondu à la question suivante : « Diriez-vous que votre sentiment d'appartenance à votre communauté locale est : très fort? plutôt fort? plutôt faible? très faible? ». Pour les besoins de l'analyse multivariée, les répondants ont été classés en deux groupes : sentiment très fort ou plutôt fort et sentiment plutôt faible ou très faible.

Les données concernant l'*autoévaluation de l'état de santé* sont tirées de la question suivante : « En général, diriez-vous que votre santé est : excellente? très bonne? bonne? passable? mauvaise? » D'après la réponse à cette question, les participants à l'enquête ont été classés en deux groupes : état de santé très bon ou excellent et état de santé mauvais, passable ou bon.

Quatre *groupes d'âge* ont été définis : 18 à 29 ans, 30 à 44 ans, 45 à 64 ans et 65 ans et plus.

Trois catégories ont été établies pour définir l'*état matrimonial* : célibataire (jamais marié(e)); divorcé(e), séparé(e) ou veuf(ve) et marié(e) ou union de fait.

Une variable dichotomique a été dérivée des renseignements recueillis sur la composition du ménage afin de préciser si le répondant vivait dans un ménage comptant des *enfants de moins de 12 ans* ou non.

Quatre catégories ont été établies pour définir le *niveau de scolarité* : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles et diplôme d'études postsecondaires. Pour les besoins de l'analyse bivariée, la variable mesurant le niveau de scolarité est appliquée à la population de 25 à 64 ans. Le *niveau de revenu du ménage* est une variable dérivée obtenue en rajustant le revenu du ménage provenant de toutes les sources déclarées, après transferts et avant impôt, en fonction de la taille du ménage. Cinq catégories de revenu du ménage sont ainsi définies :

Catégorie de revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu total du ménage
Inférieure	1 à 4	Moins de 10 000 \$
	5 ou plus	Moins de 15 000 \$
Moyenne-inférieure	1 ou 2	10 000 \$ à 14 999 \$
	3 ou 4	10 000 \$ à 19 999 \$
	5 ou plus	15 000 \$ à 29 999 \$
Moyenne	1 ou 2	15 000 \$ à 29 999 \$
	3 ou 4	20 000 \$ à 39 999 \$
	5 ou plus	30 000 \$ à 59 999 \$
Moyenne-supérieure	1 ou 2	30 000 \$ à 59 999 \$
	3 ou 4	40 000 \$ à 79 999 \$
	5 ou plus	60 000 \$ à 79 999 \$
Supérieure	1 ou 2	60 000 \$ ou plus
	3 ou plus	80 000 \$ ou plus

Le *lieu de résidence* a été catégorisé comme étant urbain ou rural d'après la classification géographique appliquée par Statistique Canada pour le Recensement au niveau du secteur de dénombrement.

On a considéré comme *titulaire d'un emploi* les personnes qui ont déclaré avoir travaillé à un emploi rémunéré ou s'être absentes d'un emploi rémunéré au cours des sept jours qui ont précédé l'interview. Les questions ayant trait à cette variable ont été posées aux personnes de moins de 75 ans.

L'évaluation de la *limitation des activités* a procédé de questions portant sur les problèmes de santé qui influent sur les activités quotidiennes. Les personnes suivantes ont été considérées comme présentant une limitation des activités : les personnes qui, à cause d'un état physique ou un état mental ou un problème de santé (qui avait duré ou qui devait durer au moins six mois), ont dit avoir parfois ou souvent de la difficulté à entendre, voir, communiquer, marcher, monter des escaliers, se pencher, apprendre ou s'adonner à toute activité similaire, ou être limitées dans la quantité ou le genre d'activités qu'elles pouvaient faire à la maison, à l'école, au travail ou dans d'autres situations, comme les déplacements ou les loisirs.

Pour déterminer l'existence de *problèmes de santé chroniques*, les participants à l'enquête ont été invités à indiquer s'ils avaient souffert de certains problèmes de santé de longue durée qui avaient duré ou devaient durer au moins six mois et qui avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé. Le nombre de problèmes de santé chroniques a été classé comme étant « aucun », « un » ou « deux et plus », d'après les réponses aux questions concernant le diagnostic des problèmes de santé suivants : asthme, fibromyalgie, arthrite ou rhumatisme, maux de dos, hypertension, migraine, bronchite chronique, emphysème ou bronchopneumopathie chronique obstructive, diabète, épilepsie, maladie cardiaque, cancer, ulcère à l'estomac ou à l'intestin, troubles dus à un accident vasculaire cérébral, incontinence urinaire, troubles intestinaux tels que la maladie de Crohn ou la colite, maladie d'Alzheimer ou toute autre forme de démence, cataracte, glaucome, problèmes thyroïdiens, maladie de Parkinson, sclérose en plaques, syndrome de fatigue chronique, sensibilité aux agresseurs chimiques.

La catégorie d'*usage du tabac* a été déterminée au moyen de la question « À l'heure actuelle, fumez-vous des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais? »

Pour évaluer le *stress*, la question suivante a été posée aux participants : « En pensant à la quantité de stress dans votre vie, diriez-vous que la plupart de vos journées sont stressantes : pas du tout? pas tellement? un peu? assez? extrêmement? » On a considéré comme éprouvant un stress intense les personnes qui ont dit que la plupart de leurs journées étaient assez ou extrêmement stressantes et comme étant peu stressées celles qui ont dit que la plupart de leurs journées n'étaient pas du tout stressantes, pas tellement stressantes ou qu'un peu stressantes.

témoignent les résultats d'une étude montrant un lien positif entre l'âge et le sentiment d'appartenance à la collectivité. Les auteurs de cette étude supposent que les personnes âgées ont plus de temps que les autres pour participer à la vie communautaire<sup>18</sup>.

Les contraintes de temps auxquelles font face les personnes qui ont de jeunes enfants pourraient expliquer pourquoi elles sont à peine plus susceptibles que les autres d'éprouver un sentiment d'attachement à la collectivité. Bien que la fréquentation scolaire des enfants et leur

participation à des activités organisées ainsi qu'à des activités récréatives informelles puissent donner à leurs parents un sens accru d'appartenance à la collectivité, les demandes liées à l'éducation des enfants pourraient les empêcher de participer aux activités communautaires.

Les données publiées sur le lien entre le niveau de scolarité et la participation sociale sont contradictoires. Selon une étude, le niveau de scolarité est le prédicteur le plus important de l'engagement social<sup>5</sup>, tandis que, selon une autre, l'association entre le niveau de scolarité et la cohésion du quartier serait négative<sup>19,20</sup>. Par contre, les données de l'ESCC ne témoignent d'une association ni positive ni négative entre le sentiment d'appartenance à la collectivité et le niveau de scolarité. Cette diversité des résultats quant au lien entre le niveau de scolarité et l'appartenance à la collectivité pourrait tenir à des différences de concept et de mesure entre les variables sociales utilisées pour les diverses études.

En ce qui concerne le revenu du ménage, l'analyse révèle une association positive plus limitée avec le sentiment d'appartenance à la collectivité. Les personnes classées dans la catégorie inférieure de revenu sont moins susceptibles de se sentir fortement liées à leur collectivité que celles appartenant aux catégories moyennes ou supérieures de revenu. Il n'existe aucune différence observable entre les personnes appartenant aux catégories moyenne, moyenne-supérieure ou supérieure de revenu. Ces résultats laissent entendre que certains seuils de revenu augmentent la possibilité d'une forte connexion avec la collectivité.

Enfin, les personnes qui vivent dans les régions rurales sont nettement plus susceptibles que celles qui vivent en région urbaine d'éprouver un sentiment fort ou plutôt fort d'appartenance à la collectivité.

## Lien entre l'appartenance à la collectivité et la santé

Le sentiment d'appartenance à la collectivité est fortement associé à l'état de santé autoévalué, même en tenant compte de l'effet de plusieurs autres facteurs sur la santé (tableau 2). La cote exprimant la possibilité d'être en excellente ou en très bonne

Tableau 1  
**Pourcentage de la population de 18 ans et plus éprouvant un sentiment très fort ou plutôt fort d'appartenance à leur collectivité, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, septembre 2000 à février 2001**

	%
<b>Sexe</b>	
Hommes	56
Femmes	56
<b>Groupe d'âge</b>	
18 à 29 ans	48 <sup>†</sup>
30 à 44 ans	55 <sup>†</sup>
45 à 64 ans	58 <sup>†</sup>
65 ans et plus	65 <sup>†</sup>
<b>Enfants de moins de 12 ans dans le ménage</b>	
Non	56 <sup>‡</sup>
Oui	57
<b>Niveau de scolarité<sup>‡</sup></b>	
Pas de diplôme d'études secondaires	54
Diplôme d'études secondaires	55
Études postsecondaires partielles	56
Diplôme d'études postsecondaires	56
<b>Revenu du ménage</b>	
Inférieur	48 <sup>§</sup>
Moyen-inférieur	53 <sup>††</sup>
Moyen	56
Moyen-supérieur	57
Supérieur	57
<b>Lieu de résidence</b>	
Urbain	55 <sup>‡</sup>
Rural	62

**Source des données :** Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, fichier provisoire, septembre 2000 à février 2001

**Nota :** Analyse fondée sur 48 412 répondants de 18 ans et plus. Au besoin, les tests de signification ont été rajustés pour tenir compte des comparaisons multiples.

<sup>†</sup> Valeur significativement différente de celles obtenues pour toutes les autres catégories ( $p < 0,05$ ).

<sup>‡</sup> Pour les personnes de 25 à 64 ans.

<sup>§</sup> Valeur significativement plus faible que celles obtenues pour les catégories moyenne, moyenne-supérieure et supérieure de revenu ( $p < 0,05$ ).

<sup>††</sup> Valeur significativement plus faible que celles obtenues pour les catégories moyenne-supérieure et supérieure de revenu ( $p < 0,05$ ).

<sup>‡‡</sup> Valeur significativement plus faible que celle obtenue pour l'autre catégorie ( $p < 0,05$ ).

Tableau 2

Rapports corrigés de cotes pour la déclaration d'un état de santé très bon ou excellent et d'autres caractéristiques, population de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, septembre 2000 à février 2001

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %		Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Sentiment d'appartenance à la collectivité</b>			<b>Revenu du ménage</b>		
Très fort	1,7*	1,6 - 1,9	Supérieur	2,5*	2,1 - 3,0
Plutôt fort	1,3*	1,2 - 1,4	Moyen-supérieur	1,8*	1,5 - 2,0
Plutôt faible	1,0	1,0 - 1,1	Moyen	1,4*	1,2 - 1,6
Très faible†	1,0	...	Moyen-inférieur	1,1	0,9 - 1,3
			Inférieur†	1,0	...
<b>Sexe</b>			<b>Titulaire d'un emploi</b>		
Femmes	1,1*	1,1 - 1,2	Oui	1,4*	1,3 - 1,5
Hommes†	1,0	...	Non†	1,0	...
<b>Groupe d'âge</b>			<b>Lieu de résidence</b>		
18 à 29 ans	1,6*	1,4 - 1,9	Urbain	0,9*	0,9 - 1,0
30 à 44 ans	1,3*	1,1 - 1,4	Rural†	1,0	...
45 à 64 ans	1,0	0,9 - 1,1			
65 ans et plus†	1,0	...	<b>Limitation des activités</b>		
			Oui	0,4*	0,4 - 0,4
<b>État matrimonial</b>			Non†	1,0	...
Célibataire	1,0	0,9 - 1,1	<b>Problèmes de santé chroniques</b>		
Divorcé(e)/séparé(e)/veuf(ve)	1,0	1,0 - 1,1	Deux ou plus	0,3*	0,2 - 0,3
Marié(e)/union libre†	1,0	...	Un	0,6*	0,5 - 0,6
			Aucun†	1,0	...
<b>Enfants de moins de 12 ans dans le ménage</b>			<b>Usage du tabac</b>		
Oui	1,1	1,0 - 1,2	Quotidien	0,7*	0,7 - 0,8
Non†	1,0	...	Occasionnel	0,9	0,8 - 1,1
			Non-fumeur†	1,0	...
<b>Niveau de scolarité</b>			<b>Stress</b>		
Diplôme d'études postsecondaires	1,9*	1,7 - 2,0	Intense	0,7*	0,6 - 0,7
Études postsecondaires partielles	1,6*	1,4 - 1,8	Faible†	1,0	...
Diplôme d'études secondaires	1,5*	1,4 - 1,6			
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,0	...			

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, fichier provisoire, septembre 2000 à février 2001

Nota : Fondé sur 47 160 répondants de 18 ans et plus. Pour le revenu, la catégorie « inconnu » a été incluse dans l'analyse pour maximiser la taille de l'échantillon; le rapport de cotes n'est pas présenté. Les chiffres ont été arrondis; certains rapports de cotes dont la borne inférieure ou supérieure de l'intervalle de confiance est égale à 1,0 sont significatifs.

† Catégorie de référence.

... N'ayant pas lieu de figurer.

\*  $p < 0,01$ .

santé est presque deux fois plus élevée pour les personnes qui se sentent fortement liées à leur collectivité que pour celles qui disent n'avoir qu'un sentiment très faible ou plutôt faible d'appartenance à leur collectivité. En effet, si l'on exclut le groupe ayant déclaré avoir un sentiment « très faible » d'appartenance, la cote exprimant la possibilité d'être en excellente ou en très bonne santé augmente avec l'intensité du sentiment d'appartenance à la collectivité. Ce résultat préliminaire basé sur les données de l'ESCC témoigne du lien entre l'intégration sociale et l'état de santé, un lien qu'il sera possible d'explorer plus en détail à mesure qu'un plus grand nombre de données seront disponibles.

Les résultats de l'analyse multivariée présentés au tableau 2 renforcent aussi certains liens bien connus entre le niveau de santé et les facteurs sociodémographiques, les comportements ayant un effet sur la santé et le stress. Il existe une association positive entre un haut niveau de scolarité ou un haut niveau de revenu et un état de santé excellent ou très bon. Le fait de travailler en-dehors de la maison a aussi un effet favorable sur l'état de santé. Naturellement, la nature transversale des données empêche de préciser le sens de ces relations. La causalité inverse, c'est-à-dire la notion qu'un mauvais état de santé est le précurseur du chômage, du sous-emploi ou du faible revenu a été avancée pour



expliquer le lien entre le revenu et la santé<sup>21</sup>. Cependant, d'autres études, dans le cadre desquelles des personnes ont été suivies pendant plusieurs années, montrent que la relation de causalité inverse n'est vraisemblablement pas celle qui contribue le plus à l'association entre le revenu et la santé<sup>22</sup>.

La cote exprimant la possibilité de déclarer être en excellente ou en très bonne santé est plus faible pour les personnes qui vivent en région urbaine que pour les résidents des régions rurales. Comme il faut s'y attendre, l'existence de problèmes de santé chroniques et la limitation des activités sont l'une et l'autre associées à une moins bonne autoévaluation de l'état de santé. Évidemment, la cote exprimant la possibilité de se dire en excellente ou en très bonne santé est nettement plus faible pour les personnes qui fument quotidiennement que pour les non-fumeurs. Enfin, cette cote est plus faible pour les personnes qui se disent exposées à un stress intense que pour celles qui sont peu stressées.

Pourtant, même après la prise en compte de l'effet de tous ces facteurs, les données provisoires de l'ESCC indiquent qu'il existe un lien important entre le sentiment d'appartenance à la collectivité et l'état de santé autoévalué.

### Mot de la fin

Selon la présente analyse, il existe une association entre le sentiment d'appartenance à la collectivité et la santé. Cette observation est faite au moment où nombre de chercheurs laissent entendre que le capital social s'érode ou que la notion de « collectivité » est en train de s'évanouir dans les sociétés post-industrielles fortement urbanisées comme la société canadienne. L'ensemble complet de données de l'ESCC qui sera disponible dans un avenir proche permettra de procéder à une comparaison interrégionale du sentiment d'appartenance à la collectivité. Il sera donc possible d'examiner l'effet de ce sentiment d'appartenance sur l'état de santé au niveau régional et de déterminer, à une moins grande échelle géographique, quelles stratégies et pratiques sont susceptibles de l'accroître ou de le diminuer. ●

## Références

1. L.F. Berkman et L. Syme, « Social networks, host resistance, and mortality: a nine-year follow-up study of Alameda County residents », *American Journal of Epidemiology*, 109, 1979, p. 186-204.
2. J.S. House, K.R. Landis et D. Umberson, « Social relationships and health », *Science*, 214, 1988, p. 540-545.
3. L.F. Berkman, « The role of social relations in health promotion », *Psychosomatic Medicine*, 57, 1995, p. 245-254.
4. M. Woolcock, « The place of social capital in understanding social and economic outcomes », *ISUMA: Canadian Journal of Policy Research*, 2, 2001, p. 11-17.
5. J.N.K. Rao, G.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
6. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
7. R.D. Putnam, « Social capital: measurement and consequences », *ISUMA: Canadian Journal of Policy Research*, 2, 2001, p. 41-52.
8. J.F. Helliwell et R.D. Putnam, *Education and social capital*, NBER Working Paper No. 7121, Cambridge MA, National Bureau of Economic Research, 1999.
9. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, Baltimore, août 1999.
10. A. Portes, « Social capital: its origins and applications in modern sociology », *Annual Review of Sociology*, 24, 1998, p. 1-24.
11. R.D. Putnam, « Bowling alone: America's declining social capital », *Journal of Democracy*, 6, 1995, p. 65-78.
12. L.F. Berkman, T. Glass, I. Brissette *et al.*, « From social integration to health: Durkheim in the new millennium », *Social Science and Medicine*, 51, 2000, p. 843-857.
13. L.F. Berkman et T. Glass, « Social integration, social networks, social support and health », publié sous la direction de L.F. Berkman et de I. Kawachi, *Social Epidemiology*, New York, Oxford University Press, 2000.
14. R.G. Evans, M.L. Barer et T.R. Marmor (publié sous la direction de), *Why Are Some People Healthy and Others Not?*, Hawthorne, New York, Aldine de Gruyter, 1994.
15. S. Miilunpalo, I. Vuori, P. Oja *et al.*, « Self-rated health status as a health measure: the predictive value of self-reported health status on the use of physician services and on mortality in the working-age population », *Journal of Clinical Epidemiology*, 50, 1997, p. 517-528.
16. G.A. Kaplan et T. Camacho, « Perceived health and mortality: a nine-year follow-up of the human population laboratory cohort », *American Journal of Epidemiology*, 117, 1983, p. 292-304.

17. S. Heistaro, P. Jousilahti, E. Lahelma *et al.*, « Self-rated health and mortality: a long term prospective study in eastern Finland », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 2001, p. 55, p. 227-232.
18. D.W. McMillan et D.M. Chavis, « Sense of community: a definition and theory », *Journal of Community Psychology*, 14, 1986, p. 6-23.
19. D. Robinson et D. Wilkinson, « Sense of community in a remote mining town: validating a neighborhood cohesion scale », *American Journal of Community Psychology*, 23, 1995, p. 137-148.
20. J.C. Buckner, « The development of an instrument to measure neighborhood cohesion », *American Journal of Community Psychology*, 16, 1988, p. 771-791.
21. J.P. Smith, « Healthy bodies and thick wallets: the dual relation between health and economic status », *Journal of Economic Perspectives*, 13, 1999, p. 145-166.
22. M.C. Wolfson, G. Rowe, J.F. Gentleman *et al.*, « Career earnings and death: a longitudinal analysis of older Canadian men », *Journal of Gerontology - Social Sciences*, 48, 1993, p. S67-S79.



# Pour commander les publications

Un inventaire des produits et services d'information de la Division de la statistique de la santé comprenant les publications (sur papier, disquette, microfiche ou dans Internet), les fichiers de microdonnées et les totalisations spéciales



Pour obtenir les produits ci-dessous, veuillez communiquer avec :

Division du marketing, ventes et services  
 Statistique Canada  
 Ottawa (Ontario)  
 K1A 0T6  
 Téléphone : (613) 951-7277  
 Ailleurs au Canada, sans frais : 1 800 267-6677  
 Télécopieur : (613) 951-1584

Ou visiter notre site Web : [www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN) <sup>†‡</sup>
<b>Rapports sur la santé</b>			
· par année	82-003-XPF	Papier	58 \$
· l'exemplaire			20 \$
· par année	82-003-XIF	Internet	44 \$
· l'exemplaire			15 \$
<b>Indicateurs de la santé, publication électronique</b>	82-221-XIF	Internet	Gratuit
<b>Aperçu des statistiques sur la santé</b> <i>Remplacé par Indicateurs de la santé, publication électronique</i>	82F0075XCB	CD-ROM	100 \$
<b>Régions socio-sanitaires en l'an 2000 – Limites, renseignements géographiques et estimations démographiques</b>	82F0082XCB	CD-ROM	60 \$
<b>Guide de la statistique sur la santé</b> <i>(Ce guide est un outil qui vous permet d'accéder rapidement à de l'information reliée à la santé dans le site Web de Statistique Canada. Il peut n'être utilisé qu'en ligne dans le format html et ne peut être téléchargé.)</i>	82-573-GIF	Internet	Gratuit
<b>Rapport statistique sur la santé de la population canadienne</b>	82-570-XIF	Internet	Gratuit
<b>Rapport sur la prévalence de l'usage de la cigarette au Canada, de 1985 à 1999</b>	82F0077XIF	Internet	Gratuit
<b>Les soins de santé au Canada 2000 : Un premier rapport annuel</b>	82-222-XIF (aussi au : <a href="http://www.cihi.ca">http://www.cihi.ca</a> )	Internet	Gratuit
<b>Cancer</b>			
L'incidence du cancer au Canada <i>(De 1994 à 1998, ces données sont disponibles en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle)</i>			
La filière du cancer, bulletin des registres du cancer au Canada	82F0081XIB	Internet	Gratuit
<b>Enquête nationale sur la santé de la population</b>			
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995	82-567-XPB	Papier	10 \$
	82-567-XIB	Internet	8 \$
Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997	82-567-XPB	Papier	35 \$
	82-567-XIB	Internet	26 \$
Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées à grande diffusion, Enquête nationale sur la santé de la population, 1998-1999 – composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$
Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – composante des ménages	82M0009GPF	Papier	50 \$

<sup>†</sup> Les prix n'incluent pas la taxe de vente.

<sup>‡</sup> Voir l'intérieur de la couverture pour connaître les frais d'expédition.

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN)†‡
Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 – établissements de soins de santé	82M0010GPF	Papier	50 \$
Renseignements sur l'Enquête nationale sur la santé de la population	82F0068XIF	Internet	Gratuit
<b>Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes</b>			
Le suivi santé de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes*	82-004-XIF	Internet	Gratuit
<b>Espérance de vie</b>			
Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1995-1997*	84-537-XIF	Internet	15 \$
Tables de mortalité, Canada et provinces, 1990-1992	84-537-XPB	Papier	40 \$
	84-537-XDB	Disquette	40 \$
<b>Établissements de soins</b>			
Établissements de soins pour bénéficiaires internes, 1997-1998 (Ces données sont disponibles sous forme de totalisations spéciales en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)			
<b>État civil</b>			
<b>Tableaux normalisés</b>			
La Division de la statistique de la santé prépare les tableaux normalisés suivants, à partir de l'année de référence 1996.			
Sommaire général des statistiques de l'état civil	84F0001XPB	Papier	20 \$
Causes de décès	84F0208XPB	Papier	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes	84F0209XPB	Papier	20 \$
Mortalité, liste sommaire des causes, 1997	84F0209XIB	Internet	Gratuit
Naissances	84F0210XPB	Papier	20 \$
Décès	84F0211XPB	Papier	20 \$
Mariages	84F0212XPB	Papier	20 \$
Divorces	84F0213XPB	Papier	20 \$
Causes principales de décès	84F0503XPB	Papier	20 \$
(Ces tableaux normalisés peuvent être commandés en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)			
<b>Autre</b>			
Étude de validation d'un couplage d'enregistrements de naissance et de décès infantile au Canada	84F0013XIF	Internet	Gratuit
Fichier de conversion des codes postaux plus (FCCP+)	82F0086XDB	Disquette	Gratuit
(Pour obtenir le FCCP+, les clients doivent d'abord acheter le FCCP.)			
<b>Renseignements historiques</b>			
Recueil de statistiques de l'état civil, 1996	84-214-XPB	Papier	45 \$
	84-214-XIF	Internet	33 \$
<b>Hospitalisation</b>			
Classification canadienne des actes diagnostiques, thérapeutiques et chirurgicaux	82-562-XPB	Papier	40 \$

† Les prix n'incluent pas la taxe de vente.

‡ Voir l'intérieur de la couverture pour connaître les frais d'expédition.

\* À venir.

Titre	Numéro au catalogue	Version	Prix (\$CAN)†‡
<b>Maladies cardiovasculaires</b>			
Le nouveau visage des maladies cardiovasculaires et des accidents vasculaires cérébraux au Canada	82F0076XIF	Internet	Gratuit
<b>Maladies et lésions professionnelles</b>			
Dépistage des maladies et lésions professionnelles au Canada : mortalité par cause chez les travailleurs, 1965-1991	84-546-XCB	CD-ROM	500 \$
<b>Personnel infirmier</b>			
Données sur les infirmiers(ères) autorisés(ées) à l'intention de la direction, 1998, tableau normalisé <i>(Ce tableau normalisé peut être commandé en communiquant avec les Services personnalisés à la clientèle.)</i>	83F0005-XPB	Papier	25 \$



La Division de la statistique de la santé offre un service de totalisations spéciales pour répondre à des besoins particuliers, ainsi que des données publiées tirées d'enquêtes supplémentaires, payables en fonction du service demandé. Il est possible de créer des tableaux personnalisés à partir des nombreuses sources de données sur la santé et l'état civil dont s'occupe la Division.

Les demandes de totalisations spéciales doivent être adressées aux :

**Services personnalisés à la clientèle**

Division de la statistique de la santé  
Statistique Canada  
Ottawa (Ontario)  
K1A 0T6  
Téléphone : (613) 951-1746  
Télécopieur : (613) 951-0792  
Courriel : HD-DS@statcan.ca

† Les prix n'incluent pas la taxe de vente.

‡ Voir l'intérieur de la couverture pour connaître les frais d'expédition.



## Fichiers de microdonnées

Les demandes de produits tirés de l'Enquête nationale sur la santé de la population doivent être adressées aux :

### Services personnalisés à la clientèle

Division de la statistique de la santé  
Statistique Canada  
Ottawa (Ontario)  
K1A 0T6  
Téléphone : (613) 951-1746  
Télécopieur : (613) 951-0792  
Courriel : HD-DS@statcan.ca

### Fichiers de microdonnées à grande diffusion de l'Enquête nationale sur la santé de la population

		Numéro du produit	Version	Prix (\$CAN) <sup>†‡</sup>
<b>Cycle 3, 1998-1999</b>				
Composante des ménages	Fichiers transversaux en format ASCII, Guide de l'utilisateur, dictionnaire de données, index, clichés d'enregistrement, fureteur Beyond 20/20 pour le Fichier santé	82M0009XCB	CD-ROM	2 000 \$
Tableaux personnalisés	Ménages Établissements de soins de santé	82C0013 82C0015	Le prix varie selon l'information demandée Le prix varie selon l'information demandée	
<b>Cycle 2, 1996-1997</b>				
Composante des ménages	Données transversales, fichier texte ASCII, fureteur Beyond 20/20 pour le Fichier santé	82M0009XCB	CD-ROM	500 \$
Composante des établissements de soins de santé	Données transversales, fichier texte ASCII	82M0010XCB	CD-ROM	250 \$ Les clients qui achètent la composante des ménages des fichiers de microdonnées 1996-1997 recevront gratuitement la composante des établissements de soins de santé
Tableaux personnalisés	Ménages Établissements de soins de santé	82C0013 82C0015	Le prix varie selon l'information demandée Le prix varie selon l'information demandée	
<b>Cycle 1, 1994-1995</b>				
Composante des ménages	Données, fureteur Beyond 20/20 – fichier texte ASCII, Guide de l'utilisateur	82F0001XCB	CD-ROM	300 \$
Composante des établissements de soins de santé	Fichier texte ASCII	82M0010XDB	Disquette	75 \$
Tableaux personnalisés	Ménages Établissements de soins de santé	82C0013 82C0015	Le prix varie selon l'information demandée Le prix varie selon l'information demandée	

<sup>†</sup> Les prix n'incluent pas la taxe de vente.

<sup>‡</sup> Voir l'intérieur de la couverture pour connaître les frais d'expédition.



### **Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)**

Statistique Canada est en train de mener une nouvelle enquête, appelée Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), dont la mise en œuvre a été proposée pour produire, sur une base régulière, des estimations transversales à jour des déterminants de la santé, de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé pour 132 régions socio-sanitaires réparties à travers le Canada.

Pour plus de renseignements, veuillez visiter notre site Web au <http://www.statcan.ca>, sous « Méthodes statistiques » et « Nouvelles enquêtes ».

### **Questionnaires de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)**

- Ménages
- Institutions
- Nord

Les questionnaires de l'ENSP peuvent être téléchargés du site Web de Statistique Canada au <http://www.statcan.ca>, sous « Méthodes statistiques », ensuite « Questionnaire » et « Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) ».

### **Le Canada en statistiques**

Obtenez des tableaux de données gratuits sur certains aspects de l'économie, du territoire, de la société et du gouvernement du Canada.

Pour plus de renseignements, veuillez visiter notre site Web au <http://www.statcan.ca>, sous « Le Canada en statistiques », et « Santé ».

### **Centres de données de recherche statistique**

Statistique Canada, en collaboration avec le Conseil de recherches en sciences humaines (CRSH), a lancé une initiative qui permettra d'améliorer la capacité de recherche sociale du pays, d'appuyer la recherche en vue de l'élaboration de politiques et de fournir des aperçus sur d'importants enjeux pour le public canadien. L'initiative prévoit la création de neuf centres de données de recherche situés à la McMaster University à Hamilton, à l'Université de Montréal, à la Dalhousie University et aux universités de Toronto, de Waterloo, de Calgary, de l'Alberta, du Nouveau-Brunswick (Fredericton) et de la Colombie-Britannique. Les chercheurs potentiels qui souhaitent travailler à partir des données des enquêtes doivent soumettre des propositions de projet à un comité de décision fonctionnant sous les auspices du CRSH et de Statistique Canada. L'approbation des propositions sera basée sur le mérite du projet de recherche et sur le besoin d'accéder à des données détaillées. Les centres et les projets de recherche seront évalués périodiquement afin d'estimer les normes de sécurité et le succès des analyses découlant des projets. Les chercheurs effectueront le travail aux termes de la *Loi sur la statistique*, tout comme le ferait un employé de Statistique Canada. Cela signifie que les centres seront protégés au moyen d'un système d'accès sécuritaire, que les ordinateurs contenant des données ne seront pas reliés à des réseaux externes, que les chercheurs devront prêter le serment de garder confidentiels tous renseignements pouvant identifier une personne et que les résultats de leurs recherches seront publiés par Statistique Canada. Pour plus de renseignements, communiquez avec Garnett Picot au (613) 951-8214, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail.